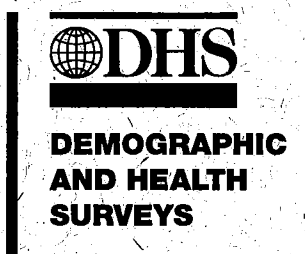
DHS WORKING PAPERS

17

Mortalidad Infantil y Educación Materna en República Dominicana: Décadas de los 70 y los 80



DHS Working Papers
Number 17

Mortalidad Infantil y Educación Materna en República Dominicana: Décadas de los 70 y los 80

Julio César Mejía

Macro International Inc.
Calverton, Maryland, USA

Junio 1995

El doctor Julio César Mejía es Coordinador de la Maestría en Población y Desarrollo, Departamento de Estadística, Universidad Autónoma de Santo Domingo. Esta investigación fue financiada por la Fundación Andrew W. Mellon bajo un programa de becas de DHS.

El programa de las Encuestas de Demografía y Salud (DHS) asiste a los países en desarrollo en la recolección de información sobre población, planificación familiar y salud materno-infantil. El programa DHS es financiado por la Agencia de los Estados Unidos para el Desarollo Internacional. El programa de encuestas DHS es implementado por Macro International Inc. en Calverton, Maryland. Información adicional se puede obtener de: DHS, Macro International Inc., 11785 Beltsville Drive, Calverton, MD 20705 USA (Teléfono 301-572-0200; Fax 301-572-0999).

Introducción

Los esfuerzos de teorización y validación empírica sobre las relaciones entre la mortalidad infantil y factores socioeconómicos – y socioculturales en mucho menor medida – datan de decenios. No obstante, es en las décadas de los 70 y los 80 cuando estas búsquedas adquieren un impulso notable y un avance significativo. En especial, los trabajos desarrollados por Caldwell (1979) y Mosley y Chen (1984) constituyen esfuerzos de formulaciones explicativas más formales sobre los determinantes de la mortalidad en la niñez, y en particular del rol de la educación en el conjunto de determinaciones socioeconómicas. En el caso de América Latina, se destaca, en particular, la línea de investigación encabezada por Behm (1979, 1987, 1990), en especial la serie de trabajos sobre mortalidad en la niñez para varios países de la región, basados en técnicas indirectas, en los que se hace una estratificación de la mortalidad de acuerdo a niveles educativos.

En el contexto actual del estado del conocimiento teórico y empírico, las variaciones en la mortalidad en la infancia de acuerdo a niveles educativos o años de educación aparece como una obviedad. La pregunta clave pendiente de respuestas es porqué los hijos de madres más educadas tienden a mostrar mayores probabilidades de sobrevivencia, interrogante que remite necesariamente a la búsqueda de los mecanismos – incluídas las mediaciones – en la determinación de la educación sobre los riesgos de muerte en la infancia, en interés de descifrar esa especie de caja oscura en la que se encuentra la relación educación/mortalidad.

El presente trabajo se inscribe en esta línea de reflexión teórica y búsqueda de referentes empíricos. Se persigue explorar, por un lado, las probables mediaciones de factores reproductivos y de ciertos servicios de salud materno-infantil en el efecto de la educación materna, mediante el auxilio de los procedimientos de regresión multivariada, en sus variantes logísticas y de riesgos proporcionales, y por otro lado, se sigue la evolución de la fuerza de la asociación entre la educación materna y los riesgos de muerte neonatal y postneonatal.

En el caso dominicano, este tipo de exploración adquiere especial sentido y relevancia, toda vez que desde fines de los años 60, y sobre todo en la década de los 70, se verifica un rápido y significativo crecimiento de la escolarización de la población dominicana, especialmente de la población femenina. Este proceso, que se inscribe dentro del proceso más global de modernización de la sociedad dominicana, habría facilitado un mayor uso de tecnología médica moderna y cambios relativos a la alimentación y reproducción que favorecen una mayor supervivencia infantil, en un escenario de significativa ampliación de la infraestructura de servicios de atención médica curativa y preventiva (incluido agua potable y disposición de excretas) desde mediados de los 70.

Marco Analítico-Conceptual

El esquema conceptual y analítico que orienta el presente trabajo se inspira fundamentalmente en el enfoque de variables intermedias y determinantes próximos, del tipo inicialmente formulado por Mosley y Chen (1984), y en los aportes de trabajos en la línea de Caldwell (1979). De acuerdo con estas perspectivas de aprehensión de la relación educación-mortalidad en la infancia, todos los determinantes económicos y sociales de la mortalidad en la niñez actúan a través de un conjunto de variables intermedias y de mecanismos biológicos (determinantes próximos).

Específicamente, la educación materna es entendida como un proceso sociocultural que produce cambios en las relaciones de poder intrafamiliares relativas a decisiones y distribución de recursos de la unidad doméstica orientados a la reproducción, en especial de aquellos elementos de las condiciones materiales de vida "críticos" para la salud infantil, tales como alimentación, y aquellos recursos facilitadores de la higiene corporal y ambiental; cambios en las creencias, percepciones y prácticas relativas a la enfermedad, tales como conocimientos y habilidades sobre mecanismos de transmisión de enfermedades, identificación de síntomas y cura de la enfermedad; y cambios en el conocimiento de las facilidades de atención, en la utilización o demanda de servicios de salud (Caldwell, 1979; Caldwell et al., 1983; Ware, 1984). En particular, la educación materna actuaría incrementando las habilidades de la madre en prácticas de salud relativas a la anticoncepción, nutrición, higiene, y atención preventiva y curativa, afectando de ese modo la supervivencia infantil. En síntesis, la educación refleja más probablemente el desarrollo de habilidades cognitivas, exposición a nuevas ideas e instituciones modernas (Caldwell, 1990).

El estado del conocimiento actual sobre la mortalidad en la niñez ha identificado algunos probables mecanismos socio-culturales y biológicos (variables o factores intermedios, determinantes próximos) a través de los cuales la educación afectaría los riesgos de muerte. Pueden mencionarse entre este conjunto de factores, el uso de servicios de salud modernos (tecnología médica moderna), las prácticas de higiene y alimentación – en especial de lactancia – y los factores bioreproductivos y demográficos relativos a las prácticas reproductivas, tales como la edad materna a la concepción, el intervalo genésico, y el orden del nacimiento. Como factores más próximos al proceso de muerte se consideran el peso al nacer, los episodios repetidos de infecciones, y la desnutrición.

Dentro del conjunto de interacciones antes indicadas, se ha destacado el rol del uso de los servicios de salud. La educación sería algo así como un mecanismo facilitador de la incorporación de conocimiento sobre el funcionamiento de las instituciones modernas, en especial de aquellas que ofertan servicios de salud, conocimiento éste que se traduciría en un mayor uso de servicios de salud modernos (Caldwell, 1979; Schultz,

1984; Caldwell et al., 1983; Caldwell, 1991; Barrera, 1990). "Probablemente, una de las influencias más poderosas de la educación formal es la transmisión de conceptos de la medicina moderna científica..., pudiendo mejorar significativamente la supervivencia infantil..."(Mosley y Chen, 1984). De este modo, el conocimiento va a "producir" una acción, en muchos casos catalizada por la aparición de síntomas de enfermedad.

Se han identificado tres vías o escenarios en los que la utilización de servicios de salud, condicionado por la educación, afecta la supervivencia infantil: (i) las prácticas de salud ("conductas relacionadas con la salud") son principalmente de prevención, reduciendo los riesgos de mortalidad a través de disminuir la frecuencia y/o duración de la enfermedad; (ii) las prácticas de salud son principalmente curativas, reduciendo los riesgos de muerte mediante la disminución de la letalidad de los casos fatales; y (iii) el escenario en el que las prácticas curativas y preventivas operan simultáneamente con intensidad similar (Bicego y Boerma, 1990).

De otro lado, la educación favorecería la adopción de patrones reproductivos que a través de ciertos mecanismos biológicos – no lo suficientemente respaldados aún por evidencias empíricas – se relacionan con los riesgos de muerte (mayor conocimiento y uso de anticonceptivos, postergando la edad de inicio de la maternidad, y reduciendo la paridad). En el caso de la relación intervalo genésico-mortalidad se han examinado tres "mecanismos causales": (i) el síndrome de agotamiento sicológico de la madre debido al insuficiente tiempo de recuperación de la lactancia y el embarazo (National Research Council, 1989); (ii) la competencia por alimentos; y (iii) la coexistencia de niños sobrevivientes en edad susceptible incrementa la probabilidad de transmisión de infecciones (Elo, 1992).

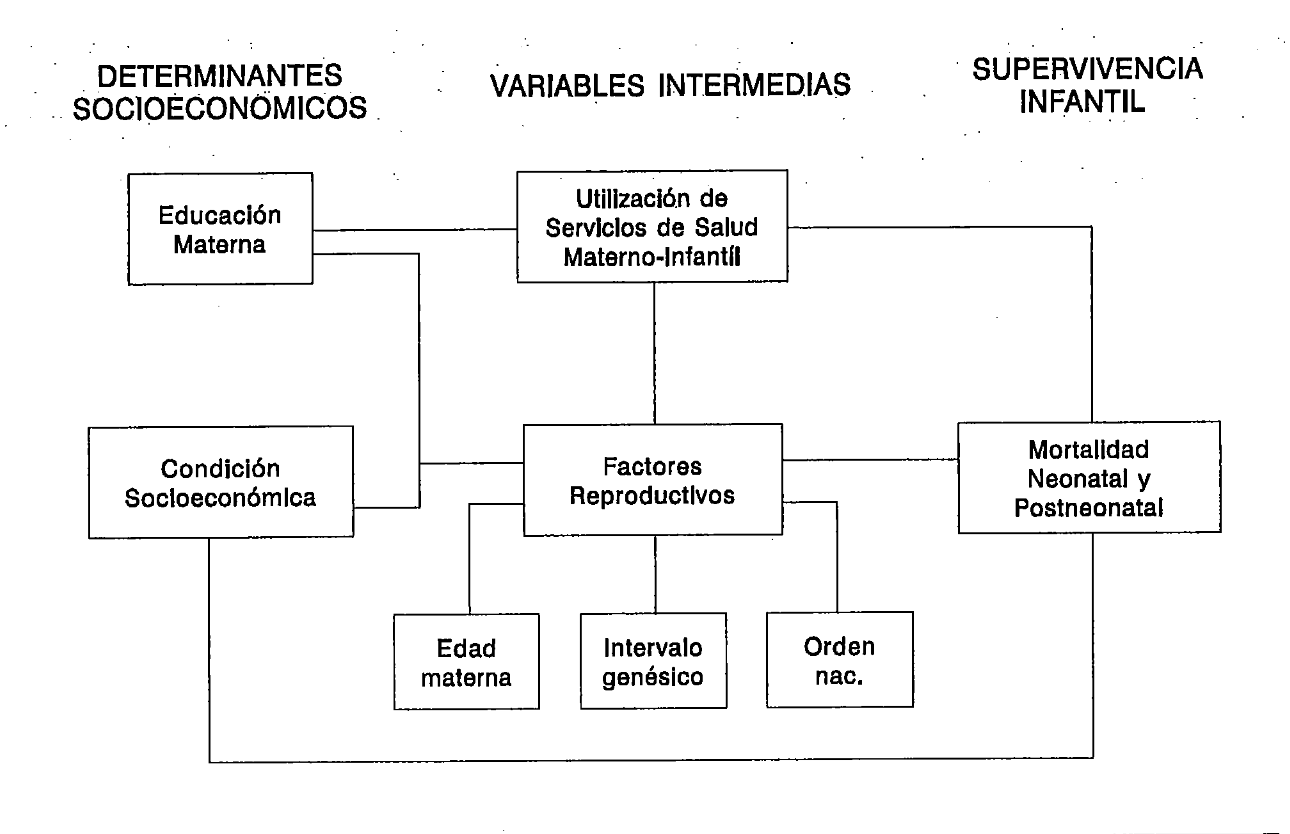
El efecto de un intervalo corto o de pobre espaciamiento en la mortalidad infantil actúa a través de cuatro posibles mecanismos biológicos o fisiológicos: (i) un destete prematuro del niño siguiente o índice; (ii) el "síndrome de agotamiento sicológico" materno, resultado de efectos acumulados y temporales de stress de sucesivos embarazos y lactancia, adversos en la salud reproductiva, que produciría deficiencias de nutrientes, tales como calorías y proteínas, incrementando los riesgos de nacimientos prematuros y de bajo peso (National Research Council, 1989; Pebley y Da Vanzo, 1988; Hobcraft et al., 1983; Cleland y Sather, 1984); (iii) incrementando el contagio de enfermedades infecciosas con la coexistencia de niños en edades similares; y (iv) mediante la competencia por los recursos del hogar y la atención infantil, especialmente en el período postneonatal. No obstante, los referentes empíricos de estos mecanismos causales son "fragmentarios y contradictorios," en opinión de Bicego y Boerma (1990). Así, por ejemplo, se ha encontrado que el status de sobrevivencia modifica el efecto de los intervalos sobre la mortalidad, indicando que este último se confunde parcialmente con el efecto de competencia entre hermanos sobrevivientes.

Respecto a las posibles interacciones del intervalo con otras variables de conducta reproductiva, algunos hallazgos empíricos muestran que una vez se controla por edad materna y orden del nacimiento se modifica muy poco el efecto de la longitud de intervalo sobre la mortalidad (Cleland y Sathar, 1984; Hobcraft et al., 1983; Bicego y Boerma, 1990). Por otro lado, también se ha mencionado la lactancia como otro factor que puede confundir, por su asociación con la mortalidad y la longitud del intervalo. Estudios en los que analiza el efecto de esta variable han encontrado cambios mínimos en los efectos de los intervalos en la mortalidad postneonatal al controlar por lactancia (Palloni y Millman, 1986; Millman y Cooksey, 1986; Rethenford et al., 1989, citados en Bicego y Boerma, 1990). Otros factores, como el status de sobrevivencia y la prematuridad parecen tener poco efecto en la asociación del intervalo con la sobrevivencia infantil. No obstante, al conducir la prematuridad a nacimientos de bajo peso, controlando por este factor debería atenuarse el efecto de intervalos cortos en la mortalidad neonatal.

En el gráfico 1 se resumen las interacciones que orientan el análisis de las asociaciones a explorar en el presente estudio. Teniendo en cuenta las posibilidades y restricciones que impone la naturaleza de las informaciones recolectadas en las dos Encuestas Demográficas y de Salud (DHS) realizadas en República Dominicana, el presente estudio se orienta, en un primer momento del análisis, a determinar si la asociación de la educación con la mortalidad es mediada por las prácticas reproductivas y la utilización de servicios de salud, y a identificar los efectos de confusión de algunas variables (condición socioeconómica, sexo y nacimiento múltiple).

Toda vez que la condición socioeconómica del hogar o los recursos disponibles para la atención del infante (incluido alimentación y cuidado materno, nutrición materna, conocimientos y conductas sobre la salud) pueden atenuar o incrementar las probabilidades de sobrevivencia, pero asociarse a su vez con variaciones en los niveles de educación formal, cabe indagar en qué medida la educación sería una variable predictora de la condición socioeconómica del hogar, o si, por el contrario, existe una autonomía o independencia de su efecto o determinación sobre los riesgos de muerte en el primer año de vida.

Gráfico 1. Esquema de Relaciones Entre las Variables Implicadas en el Marco Conceptual



Una segunda fase consiste en explorar en qué medida la fuerza o intensidad del efecto grueso y neto de la educación se ha modificado o no en los 80, década de una contracción importante del ritmo de crecimiento de la cobertura del sistema educativo; de contracción del gasto público en salud y educación; de reorientación de la oferta de servicios públicos de salud, con énfasis en las actividades de prevención basadas en estrategias selectivas de bajo costo relativo (vacunación, rehidratación, etc.); y de deterioro de los servicios de tercero y cuarto nivel, que atienden principalmente los casos "fatales"; de deterioro del poder adquisitivo de los estratos más pobres y de sectores medios; y de deterioro de la cobertura y calidad de servicios básicos relacionados con la salud (agua, electricidad, saneamiento del medio, etc.).[1]

[1] Algunos elementos de estos procesos, en especial las políticas y estrategias de salud, y sus vínculos con las tendencias de los niveles y estructura por causas de la mortalidad infantil, neonatal y postneonatal son analizados en Mejía, Julio C., *Políticas y Estrategias de Salud y Mortalidad Infantil en República Dominicana (1960-1985)*. Mimeo. Primer Borrador de Tesis Doctoral. 1992.

Se intenta contribuir a construir hipótesis posibles sobre cuestiones claves de la relación educación materna-riesgos de mortalidad en la infancia, tales como las modificaciones en el efecto de la educación sobre los riesgos de mortalidad, a lo largo de las dos décadas de mayores reducciones en los niveles de mortalidad en la infancia en todo el período de transición de la mortalidad en República Dominicana.

En concreto, se intenta sugerir respuestas probables a cuestiones tales como:

- ¿Existen evidencias suficientes que permitan sustentar que se ha operado en República Dominicana una tendencia a la convergencia en los riesgos de muerte infantil por educación? En otros términos, se trata de determinar si la asociación de la educación con los riesgos de mortalidad en la infancia ha disminuido o aumentado su fuerza.

- ¿En qué medida la determinación de la educación sobre los riesgos de muerte es mediada por procesos vinculados al conocimiento sobre la causación de la enfermedad y la utilización de servicios de salud institucionales?

- ¿Existe alguna evidencia de que los patrones reproductivos medien la relación educación materna-mortalidad infantil?

- ¿Incrementa la educación formal per se la propensión de las madres al uso de servicios modernos de salud?

Metodología y Datos

Fuentes de Datos Básicos

Las informaciones básicas utilizadas provienen de las Encuestas Demográficas y de Salud realizadas en los años 1986 y 1991 (en lo adelante DHS-86 y ENDESA-91), y que forma parte del programa internacional de encuestas conocidas como Demographic and Health Survey (DHS). Un total de 7,649 mujeres entre los 15 y 49 años en la primera y 7,320 en la segunda fueron entrevistadas, a las cuales se interrogó sobre cada uno de los hijos tenidos en una sección de historia reproductiva. Esta sección contiene información sobre fecha de nacimiento, sexo, condición de sobrevivencia, edad, si murió, y si es nacimiento sencillo o múltiple. Adicionalmente, en el análisis de las tendencias de la mortalidad se combinan estimaciones obtenidas de las encuestas nacionales de fecundidad realizadas en 1975 y 1980, respectivamente (ENF-75 y ENF-80), como parte del programa mundial de encuestas WFS, así como las derivadas de las estadísticas vitales.

La Calidad de las Informaciones y Estimaciones de Mortalidad

La confiabilidad de los datos de mortalidad recolectados en las encuestas puede ser evaluada a través de la coherencia más plausible de los reportes de nacimientos y muertes y de las estimaciones de mortalidad que se obtienen con éstos. En todo caso, dos tipos de errores pueden afectar éstas últimas: (i) los que se producen debido a problemas de captación de la información (diseño de instrumentos de registro, omisiones y errores de declaración del informante, errores del entrevistador, etc.) y (ii) los errores de muestreo. Respecto del primer tipo de sesgos se han realizado varias evaluaciones de las WFS – en su dos fases – y de las DHS de los 80 para un conjunto de países, basadas en la integridad y confiabilidad en la declaración de la edad de las madres, la integridad en la declaración de los nacimientos sobrevivientes y muertos (cobertura y ubicación en el tiempo) y/o en la comparación de estimaciones de diferentes fuentes (Arnold, 1990 y 1991; Sullivan et al., 1990).

En relación con estos aspectos, los resultados de dichas evaluaciones para República Dominicana no indican problemas de órdenes de magnitud que pudiesen afectar de manera sensible las estimaciones de mortalidad. No obstante, se han detectado problemas de desplazamientos o transferencias de fechas de nacimiento, especialmente en las fechas más lejanas, y particularmente en los nacidos cinco años antes – sugiriéndose que estos desplazamientos pueden ser producidos por los entrevistadores para evitar las preguntas sobre salud – y entre los hijos fallecidos. Al aplicar un modelo de simulación para medir dicho efecto en la DHS-86, se encontró que "la tasa de mortalidad infantil es 4 por ciento más baja en el período más reciente y 4 por ciento más alta para el período precedente cuando hay una diferencia positiva de 30 por ciento en la tasa de nacimiento entre niños vivos y muertos. Una diferencia de 18 por ciento sesga la tasa de mortalidad infantil por 2.5 por ciento" (Arnold, 1990). Basándose en la distribución de la calidad de la historia de nacimientos, Arnold concluye que los datos de la DHS-86 son "más completos y exactos" que los de las WFS.

Un resultado que debe destacarse es que la integridad de la declaración del año y mes de los nacidos vivos presenta exigua diferencia por niveles de educación (94, 98 y 100 por ciento en hijos de mujeres con ninguna educacion, con primaria y con secundaria, respectivamente) y condición de sobrevivencia (91.6 y 98.8 por ciento en niños muertos y en sobrevivientes).

Respecto de la calidad de los datos de ENDESA-91, no se dispone en este momento de evaluaciones del tipo antes mencionada. No obstante, puede evaluarse la calidad de las estimaciones de mortalidad que se pueden obtener con éstas, comparándolas con las estimaciones obtenidas con otras encuestas, en términos de niveles como de diferenciales según ciertas características. Así, si se toma como referente de comparación los resultados de DHS-86 se observa que las estimaciones con ésta son superiores a las obtenidas con ENDESA-91; las mayores

diferencias en los niveles de mortalidad infantil se observan en el primer quinquenio de los 80 y las menores en 1976-81: la estimación con DHS-86 es 29.5 por ciento mayor que la que resulta con ENDESA-91 (Cuadro 1). Las diferencias son mayores en el período neonatal que en el postneonatal. La tasa de mortalidad para el primer período calculada con DHS-86 supera en 42 por ciento la obtenida con ENDESA en 1981-86, mientras que las estimaciones de mortalidad postneonatal con la primera encuesta son mayores en 21 por ciento y 23.6 por ciento en 1971-76 y 1981-86, respectivamente. Si se incluyen las estimaciones provenientes de ENF-80, se aprecia una semejanza entre éstas y las de ENDESA para los años 1971-1979. Con base en las tendencias de la mortalidad que arrojan las DHS y las WFS se ha sugerido que las estimaciones con DHS-86 estarían exagerando o sobreestimando las tasas de mortalidad infantil, evaluándose como más coherentes los resultados que se derivan de ENDESA-91 (IEPD y ONAPLAN, 1992; Ramírez, 1993; Cáceres, 1993). Las consecuencias de estas discrepancias en las tendencias de la mortalidad que resultan de las estimaciones con cada encuesta se verán en el acápite 3 páginas 16-19.

Si las estimaciones se desagregan por zona (Cuadro 2) se observa que:

- Tanto en la mortalidad infantil como en la mortalidad postneonatal las discrepancias entre las estimaciones con DHS-86 y con ENDESA-91 son mayores en zona urbana;

- Las diferencias son mayores en las estimaciones de mortalidad neonatal que en la postneonatal;

- Las mayores diferencias en ambos períodos de la mortalidad se presentan en el quinquenio 1981-86;

- Las estimaciones de mortalidad neonatal obtenidas con DHS son superiores a las calculadas con ENDESA en ambas zonas, excepto las correspondientes al quinquenio 1971-1976;

- Las estimaciones de mortalidad postneonatal para zona rural con ENDESA son mayores que las obtenidas para igual período y zona con DHS-86, excepto en el quinquenio 1971-1976.

Otro indicador que permite comparar las estimaciones de mortalidad de DHS-86 y ENDESA-91 es la razón de riesgo por algunos factores considerados en el marco conceptual. En general, los valores de riesgos de mortalidad infantil calculados con ENDESA-91 son mayores que los de DHS-86, salvo en el quinquenio 1976-81 (Cuadro 3).

Cuadro 1. Estimaciones de mortalidad infantil, neonatal y postneonatal a partir de las encuestas DHS-86 y ENDESA-91 según quinquenios anteriores a la encuesta.

Quinquenios	DHS-86	ENDESA-91	Diferencias	
			abs.[1]	rel.[2]
Infantil				
1971-1976	71.5	76.0	-4.5	-6.3
1976-1981	68.3	65.7	2.6	3.8
1981-1986	65.3	46.1	19.2	29.4
Neonatal				
1971-1976	37.9	47.5	-9.6	-20.2
1976-1981	38.2	35.5	2.7	7.1
1981-1986	37.5	25.4	12.1	32.3
Postneonatal				
1971-1976	33.6	28.5	5.1	15.2
1976-1981	30.2	30.2	0.0	0.0
1981-1986	27.8	20.7	7.1	25.5

Fuente: Tablas inéditas elaboradas por Macro International.

[1] DHS-86-ENDESA
[2] [(DHS-86-ENDESA)/ENDESA]*100

En algunos casos la razón de riesgo calculada con ENDESA-91 llega a triplicar la obtenida con DHS-86. En el período postneonatal las discrepancias son mayores. El riesgo de muerte por ninguna y por baja educación (1-4 años) en este último período calculado con ENDESA-91 es 5 veces mayor al obtenido con DHS-86 en el quinquenio 1981-1986. No obstante estas diferencias, ambas encuestas muestran una reducción importante en los riesgos de mortalidad infantil, neonatal y postneonatal por ninguna o baja educación en el segundo quinquenio de los 70, así como un incremento en los riesgos de muerte durante el primer mes en el quinquenio siguiente.

Sin embargo, los riesgos relativos de muerte postneonatal en éste último quinquenio tienden a incrementarse de acuerdo con ENDESA-91, mientras que las estimaciones con DHS-86 muestran una tendencia a la disminución. Un resultado que llama la atención es que, a diferencia de lo que lógicamente se esperaría, los riesgos de muerte neonatal por ninguna educación calculados con ENDESA en 1971-76 y 1981-86 son mayores que los riesgos en hijos de madres con 1 a 4 años de educación (ver Cuadro 3).

Cuadro 2. Estimaciones de mortalidad neonatal a partir de las encuestas DHS-86 y ENDESA-91 por quinquenios anteriores a la encuesta, según zona de residencia de la madre.

Quinquenios	Zona Urbana				Zona Rural			
	DHS-86	ENDESA	Diferencias		DHS-86	ENDESA	Diferencias	
			Abs.[1]	Rel.[2]			Abs.[1]	Rel.[2]
Infantil								
1971-1976	70.1	65.6	4.5	6.4	86.7	90.5	-3.8	4.4
1976-1981	77.2	61.2	16.0	20.7	68.3	71.6	-3.3	-4.8
1981-1986	67.2	37.7	29.5	43.9	67.5	57.4	10.1	15.0
Neonatal								
1971-1976	31.9	38.6	-7.0	-21.0	53.0	60.0	-7.0	-13.2
1976-1981	41.8	39.3	2.5	6.0	37.7	30.8	6.9	18.3
1981-1986	42.6	26.6	16.0	37.6	36.3	23.7	12.6	34.7
Postneonatal								
1971-1976	38.2	27.0	11.2	29.3	33.7	30.5	3.2	9.5
1976-1981	35.3	22.0	13.3	37.4	30.6	40.8	-10.2	-33.3
1981-1986	24.6	11.1	13.5	54.9	31.2	33.7	-2.5	-8.0

1 DHS-86-ENDESA
2 [(DHS-86-ENDESA)/ENDESA]*100

Descripción y Operacionalización de Variables

Las variables dependientes: Las estimaciones de la mortalidad neonatal y postneonatal

Para el análisis de las tendencias de mortalidad se utilizan tres fuentes de estimación: (i) los nacimientos sobrevivientes y muertos a la fecha de la encuesta reportados por las madres en la sección historia de nacimientos (estimaciones directas de las probabilidades de muerte antes del primer año de vida, cociente de los niños muertos divididos por los nacidos vivos), (ii) los hijos nacidos vivos y sobrevientes (estimaciones indirectas), y (iii) estadísticas vitales. En el análisis de las asociaciones de la mortalidad con la educación se examinan dos períodos convencionales de la mortalidad, el neonatal (primer mes del nacimiento) y el postneonatal (del primero al onceavo mes). Se incluyen sólo los nacidos vivos desde 1971, o sea, los nacidos en los últimos 15 años antes de DHS-86 y los nacidos 20 años antes de la fecha de ENDESA.

Cuadro 3. Razón de riesgos (RR) de mortalidad infantil, neonatal y postneonatal por categorías de riesgo, según quinquenios anteriores a cada encuesta.

Categorías de Riesgo	1971-1976			1976-1981			1981-1986		
	DHS-I	DHS-II	Dif.[a] (%)	DHS-I	DHS-II	Dif.[a] (%)	DHS-I	DHS-II	Dif.[a] (%)
Infantil									
Ninguna educación	3.9	3.2	21.9	1.9	1.4	-35.7	1.7	3.5	51.4
Primaria 1-4	2.4	2.9	17.2	1.4	0.8	-42.9	1.5	3.6	58.3
Edad materna <20	0.9	1.9	52.6	1.2	1.3	7.7	1.7	1.9	10.5
Intervalo <24 meses	1.9	1.9	0.0	1.6	1.5	- 6.3	1.4	1.8	28.6
Orden nac. >7	1.2	1.7	29.4	1.2	1.2	0.0	1.6	1.2	-25.0
Ninguna atención							2.5	2.6[b]	3.8
Una atención							1.7	1.0[b]	41.2
Neonatal									
Ninguna educación	2.3	2.5	8.0	1.2	1.3	8.3	1.6	1.9	18.8
Primaria 1-4	1.2	4.3	72.1	0.8	0.6	-25.0	1.4	2.2	36.4
Edad materna <20	0.7	1.9	63.2	1.0	1.0	0.0	1.5	1.9	21.1
Intervalo <24 meses	1.7	1.2	-29.4	2.0	1.6	-20.0	1.4	2.1	33.3
Orden nac. >3	1.0	2.1	52.4	1.2	0.7	-25.0	1.9	1.6	15.8
Ninguna atención							1.9	2.5[b]	24.0
Una atención							1.1	0.4[b]	63.6
Postneonatal									
Ninguna educación	[c]	3.9	[c]	7.0	1.6	-77.1	1.9	9.5	80.0
Primaria 1-4	[c]	1.8	[c]	5.1	1.2	-76.5	1.6	9.0	82.2
Edad materna <20	1.1	1.7	35.3	1.6	1.7	6.2	2.0	2.0	0.0
Intervalo <24 meses	2.2	3.5	37.1	1.3	1.5	15.4	1.4	1.6	2.5
Orden nac. >3	1.4	1.3	7.7	1.3	1.8	38.5	1.2	0.7	41.7
Ninguna atención							2.3	2.9[b]	20.7

Notas:

1. Se calculó el riesgo relativo mediante la siguiente fórmula: RRx = TMI en la categoría X / TMI en la categoría de referencia.
2. Para el cálculo de los RR se utilizó como categoría de referencia 9 y más años de educación (secundaria y más).

[a] Diferencia (%) = ((RRendesa - RRdhs)/ RRendesa)*100

[b] Estimación correspondiente al quinquenio 1986-1991

[c] Tasa de mortalidad en la categoría de referencia es igual a 0.

Las variables independientes: Intermedias y de control

Educación materna - Una clasificación ideal de esta variable, según los años de educación aprobados, sería una que se correspondiese con los grados o niveles educativos delimitados por el sistema educativo dominicano, vale decir, primaria o básica (1-6), media o secundaria reformada (7-12) y universitaria (13 y más). Sin embargo, por problema de numero de casos insuficientes en las últimas categorias,[2] se decidió clasificar la educación en tres categorías: ninguna, primaria incompleta (1-5 años), y primaria completa o secundaria y más (6 y más). Para esta clasificación se consideró además la distribución por años de educación de las respuestas a la pregunta sobre facilidad de lectura de una carta o periódico. De acuerdo con esta distribución entre un 91 y un 20.6 por ciento de las mujeres con 1 a 5 años de educación – porcentaje que disminuye a medida que aumenta el número de años de instrucción – declaró que no podía leer o leía con dificultad una carta o periódico.

Condición socioeconómica del hogar - A partir de la combinación de un conjunto de variables dicotómicas, que refieren a posesión de equipos básicos y de transporte del hogar, se construye un indicador de condición socioeconómica del hogar. Dado su vínculo directo con la salud infantil, se incluye además, otros componentes de calidad del hogar o vivienda, como son la disponibilidad de agua potable y disposición de excretas, que se relacionan a su vez con variaciones en la exposición a enfermedades transmitidas por agua y heces fecales. Las puntuaciones dadas a algunos elementos difieren según zona. Así, por ejemplo la posesión de automóvil en zona urbana tiene 2 puntos, mientras en zona rural se le asignó 4 puntos; a la posesión de radio y refrigerador un punto en zona urbana y dos puntos en zona rural cada uno. Este índice es un escalar que varía de un valor mínimo de 0, en el caso de no posesión de algún equipo, a 8 en zona urbana y a 15 en zona rural cuando se tiene en el hogar todos el equipamiento considerado. Así, por ejemplo, un hogar de residentes en zona rurales es clasificado como de estrato bajo si el valor del índice es de 0 a 4, de estrato medio si el puntaje es de 5 a 7, y de estrato alto cuando su puntaje total es de 8 o más.

Variables de la reproducción - Tres variables referidas a conducta reproductiva son definidas: la edad materna al nacimiento, longitud del intervalo intergenésico precedente (respecto al hijo previo al índice) y orden del nacimiento. Se clasifica como intervalo corto o riesgoso cuando el período que media entre uno y otro nacimiento es de menos de 24 meses, como edad riesgosa cuando una madre tiene su hijo antes de los 20 años o de los 30 en adelante, y 20-29 como categoría de referencia. Nacimientos riesgosos son los de orden 6 en adelante (2-5

[2] Debe recordarse que los totales de nacimientos y muertes son distribuidos para fines de la aplicación de los modelos de regresión en zona urbana y rural en cada período quinquenal. En algunos casos, cuando se intentó constatar los riesgos de mortalidad de niños de madres analfabetas y con educación primaria con la educación secundaria y más como categoría de referencia, no se encontró ninguna defunción entre madres con éste último nivel, lo cual produjo estimaciones de los coeficientes cuya magnitud y error estándar no resisten análisis.

como categoría de referencia). Los nacimientos de orden 1 (primeros nacimientos) son clasificados en la categoría de intervalo de referencia para evitar su exclusión, tal como procedieron Bicego y Boerma (1990), Palloni y Millman (1986) y Hobcraft et al. (1985).

Utilización de servicios de salud - Un índice de utilización de servicios de salud materno-infantil es construido a partir de las informaciones sobre atención prenatal, en el parto y vacunación antitetánica (toxoide tetánico) para el período neonatal. Un punto fue asignado cuando la madre usó el primero y tercer servicio de atención, y dos puntos cuando fue asistida en el parto por personal de salud calificado (médico general u obstetra). Por tanto, los valores del índice van de 0 (ninguna atención) a 3. Se clasifican como muy bajo uso de servicios de salud cuando el índice es 0; bajo o mediano, cuando el valor del índice es de 1 a 2 puntos, y alta (categoría de referencia) si el niño recibió todas las atenciones acá consideradas.

Variables biodemográficas de control - Dos variables dicotómicas se construyen a partir de las informaciones sobre sexo y si el nacimiento fue sencillo o múltiple.

Los Modelos de Regresión: Métodos de Estimación e Inferencia y Estrategia de Análisis de los Coeficientes

El efecto de la educación sobre los riesgos de mortalidad se analiza observando los cambios en los coeficientes de regresión de la educación al introducir el conjunto de variables intermedias y confusoras, en términos del nivel de significación estadística y magnitud de los coeficientes, atendiendo al orden causal formulado en el marco analitico-conceptual. Para tal efecto, se aplican separadamente modelos de regresión para la mortalidad neonatal y postneonatal para zona urbana y zona rural, en cada uno de los quinquenios anteriores a la encuesta. Para el primer período, las estimaciones de los coeficientes se basan en modelos de regresión logística como el que sigue:

$$\ln \frac{(q_i)}{(1-q_i)} = b_0 + b_i X_i$$

donde q_i es la probabilidad del evento o resultado dado el conjunto de variables independientes, X_i; b_0 es el intercepto (constante), y b_i son los coeficientes del vector de covariables X , a estimar vía máxima verosimilitud. En el caso de la mortalidad postneonatal, se recurrió a un modelo de riesgos proporcionales como el planteado por Cox, en interés de evitar la exclusión de los sobrevivientes que no habían completado el primer año de vida a la fecha de cada encuesta. Sus experiencias de vida o tiempo de sobrevivencia son incluidos en este tipo de modelos, sin que se alteren los coeficientes. El modelo se puede formalizar matemáticamente como:

$$\ln \frac{h(t)_i}{h_0(t)} = b_i X_i$$

donde $h(t)_i$ es el riesgo o mortalidad a la edad t para un individuo con el conjunto de valores de las covariables X_i, $h_0(t)$ es la función de riesgo para la categoría de referencia a la edad t y b_i son los coeficientes estimados por el método de máxima verosimilitud parcial de Cox, y se interpretan como la diferencia en el log de riesgo relativo del resultado entre aquellos con la característica de alto riesgo y aquellos con la característica o categoría de referencia (Hosmer y Lemeshow, 1989; Bicego y Boerma, 1990). La exponenciación de b_i se interpreta como el riesgo relativo de muerte, en el momento t, que tiene un niño cuya madre presenta la característica X respecto de un hijo de una mujer con la categoría de referencia.

La estimación de los coeficientes de los modelos, con las variables indicadas en el marco conceptual, se efectúa mediante un sistema de ecuaciones como la siguiente:

Ecuación 1 logito $q_i = b_0 + b_1X_1$,
Ecuación 2 logito $q_{1,2} = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2$,
Ecuación 3 logito $q_{1,2,3} = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3$,

.

.

.

Ecuación k logito $q_{1,2,3,..,k} = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 + ... + b_kX_k$,

donde la ecuación 1 incluye sólo la educación materna; ecuaciones 2, 3,...y k agregan otras variables independientes o intermedias, como las de conducta reproductiva y de uso de servicios de salud, y de control, tales como condición socioeconómica, sexo y una variable dicotómica que indica si el nacimiento es sencillo o múltiple.

Para determinar la importancia del efecto de adición de cada variable, en el caso de los modelos de regresión logística se utiliza la prueba G o razón de verosimilitud, que sigue una distribución chi cuadrado, y que mide el cambio en el log de máxima verosimilitud $2(LMV_k\text{-}LMV_{k-1})$, bajo la hipótesis de nulidad b = 0, y la prueba Wald, cuyo estadístico del mismo nombre es igual a la raíz cuadrada de la razón del coeficiente estimado y su error estándar $[b_1/SE(b_i)]^2$, cuyos valores se distribuyen como una chi cuadrado con p+1 grados de libertad. La más importante variable será aquella con el valor p=Pr (X2(v)>G) más pequeño. Para el modelo de riesgos proporcionales de Cox se utiliza además la prueba t.

La magnitud y nivel de significación estadística de los coeficientes estimados con las ecuaciones de los modelos permiten establecer:

- La intensidad de la asociación o la fuerza de la relación educación/riesgos de muerte infantil en cada quinquenio;
- Los cambios en la significación estadística de los coeficientes de la educación, una vez se incluye cada una de las variables (de control e intermedias), o sea, los efectos de interacción y confusión;
- La magnitud y significación de la asociación de la mortalidad con cada una de las variables intermedias.

Para el desarrollo del modelo de regresión logística se recurrió al paquete SPSS, mientras que los coeficientes de cada una de las ecuaciones del modelo de riesgos proporcionales se calcularon mediante el uso de otro paquete, el STATA.

Acotaciones Técnico-Metodológicas

Al igual que las estimaciones de las tasas de mortalidad, los datos que sirven de base para el cálculo de los coeficientes de regresión (historia de nacimientos y las características de las madres y del hogar) son de naturaleza retrospectiva, lo cual puede afectar el valor de dichos coeficientes, especialmente en los períodos más alejados de la fecha de las encuestas, dado la probable arritmia o desfase entre el tiempo de ocurrencia de los eventos nacimiento y muerte (tiempo vivido por los hijos) y la dinámica de las características de la madre y del hogar. Al respecto, se asume como supuesto que la selectividad de las mujeres sobrevivientes de acuerdo a sus niveles educacionales y los cambios en los niveles y años de educación de las madres no afectarán significativamente la asociación educación/riesgos de mortalidad. Acordando con McCracken y Rodriquez (1991), "a diferencia de otras informaciones recolectadas al momento de la entrevista, los años de escolaridad de la madre están sujetos a poco cambio por el tiempo en que la mayoría de las mujeres comienzan la maternidad."

Dado que asumimos como más confiables las estimaciones correspondientes al quinquenio inmediatamente anterior a cada encuesta, lo ideal hubiese sido tener estimaciones para cada uno de esos quinquenios, incluyendo las dos encuestas nacionales de fecundidad de 1975 y 1980 – para el caso de la década de los 70. Sin embargo, ante la imposibilidad de empalmar cronológicamente los resultados de ambas encuestas, debido a las diferencias de niveles entre los coeficientes de regresión calculados con DHS y ENDESA, se optó por las regresiones retrospectivas para quinquenios anteriores con ambas encuestas a partir del período 1971-1976, a fin de poder

establecer las tendencias de los coeficientes. En el caso del DHS-86 estos quinquenios son 1971-1976, 1976-1981 y 1981-86, y para el caso de ENDESA-91, se agrega el quinquenio 1986-1991.[3] Por otro lado, el análisis de los riesgos de mortalidad por quinquenios permite examinar el supuesto de un perfil de riesgos que no se modifica en el tiempo, que se asume en muchos análisis de factores de riesgos en la mortalidad basados en encuestas tipo WFS o DHS.

Respecto de la estratificación por zona de residencia, la misma es una aproximación a las variaciones socioespaciales en el acceso físico a servicios de salud, bajo el supuesto de que en las áreas urbanas hay un mayor acceso que en áreas rurales, permitiendo a su vez explorar la relación entre el acceso y el uso de servicios y la educación.

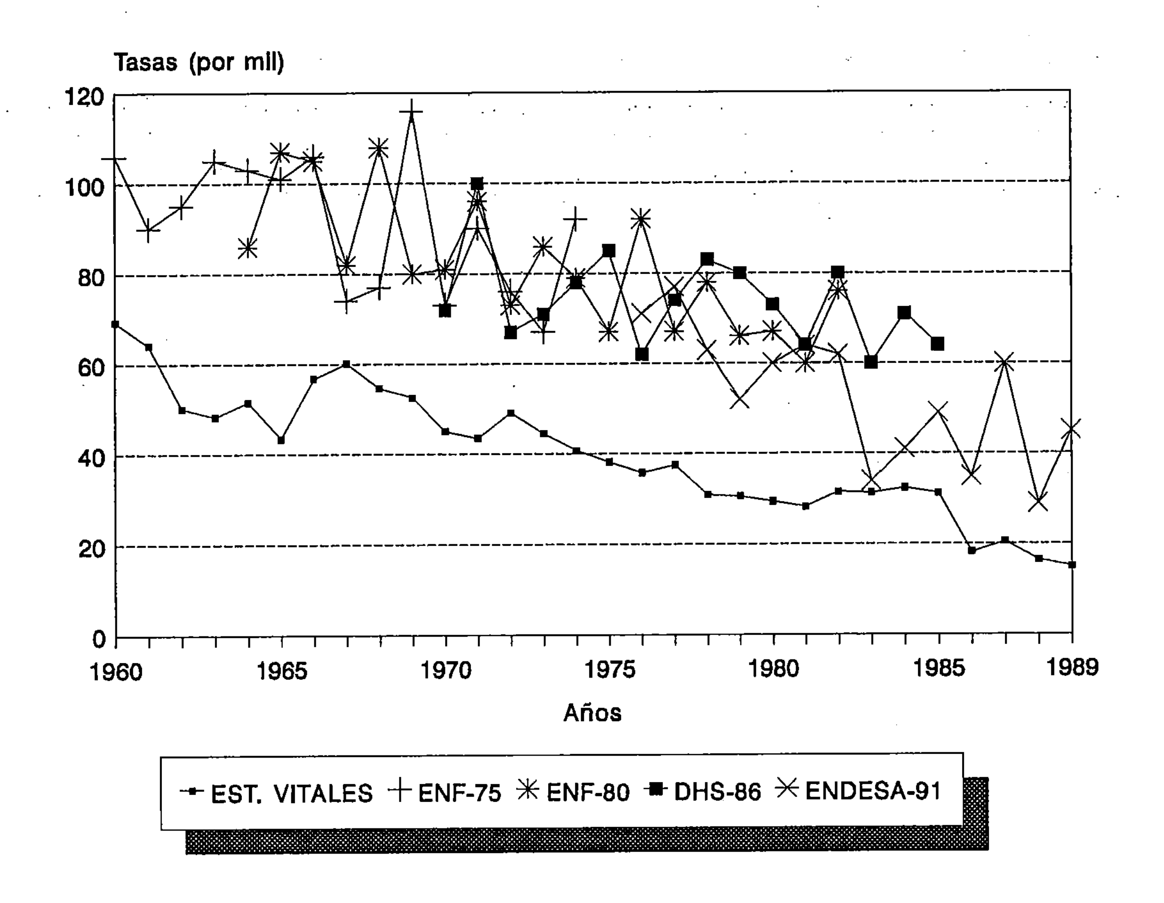
No obstante las limitaciones implícitas en las asociaciones de tipo transversal que se pueden establecer entre la educación y los riesgos de mortalidad en la niñez y/o en la infancia con base en los datos de encuestas tipo DHS, si se analiza en forma retrospectiva las tendencias de los riesgos de mortalidad por baja educación pueden arrojar interesantes resultados.

Las Tendencias de la Mortalidad en la Infancia (1960-1990)

Las diferencias antes observadas en las estimaciones de mortalidad infantil, utilizando datos de DHS-86 en un caso y ENDESA-91 en otro, van a reflejarse en las tendencias que muestran ambas encuestas en el período analizado. Mientras que la DHS está indicando un descenso muy moderado (no significativo estadísticamente) entre el último quinquenio de los 70 y el primero de los 80, ENDESA muestra una reducción de 30 por ciento en igual período. No obstante estas divergencias entre las estimaciones de mortalidad obtenidas con diversas fuentes, éstas muestran que en República Dominicana se ha venido operando un proceso de descenso en la mortalidad infantil desde los años 60. De alrededor de un poco más de 100 por mil a mediados de esta década se habría reducido a cerca de 80 por mil a principios de los 70 y a menos de 50 por mil a fines de los 80 (Gráfico 2).

[3] La periodización no se corresponde estrictamente con años, ni con décadas. El primer quinquenio comprende los dos primeros años de los 80 y el último quinquenio comprende casi dos años de la década actual (1990 y 1991). Para los fines prácticos, se considera como década de los años 70 el período 1971-1981, y década de los 80, los quinquenios 1981-1986 y 1986-1991.

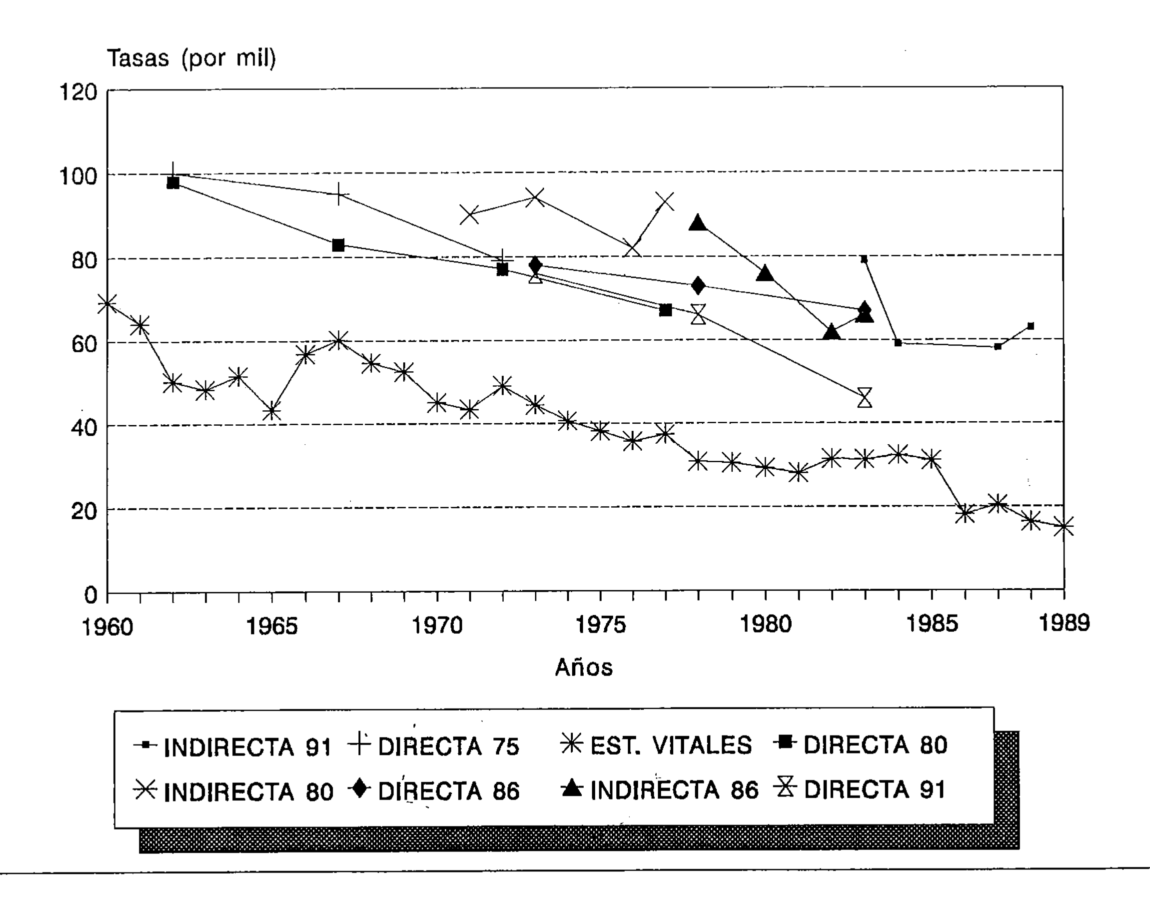
Gráfico 2. Tasas de Mortalidad Infantíl, Según Fuente de Estimación, 1960-1989



Esta transición de la mortalidad a lo largo de las últimas tres décadas fue en sus inicios de ritmo relativamente lento, acelerándose desde mediados de los 70, pero dando claros signos de atenuación a fines de los 80. De acuerdo a con las estimaciones directas con ENDESA, la tasa de mortalidad infantil se habría reducido sólo un 7 por ciento en promedio entre los quinquenios 1981-86 y 1986-91, descenso no significativo estadísticamente, toda vez que la estimación de 46 por mil está dentro del intervalo de confianza de la tasa para el quinquenio 1986-91, considerando el error de muestreo estimado para dicho quinquenio (Gráfico 3). Las estimaciones anuales con esa misma fuente indican que dicha tasa habría pasado de 35 por mil en 1986 a 60 por mil en 1987 y 45 por mil en 1989.[4]

[4] En relación con esto último, también las estimaciones indirectas muestran una desaceleración importante en el ritmo de descenso de la tasa de mortalidad infantil en el segundo quinquenio de los 80, incluso un leve incremento en el trienio 1987-1989.

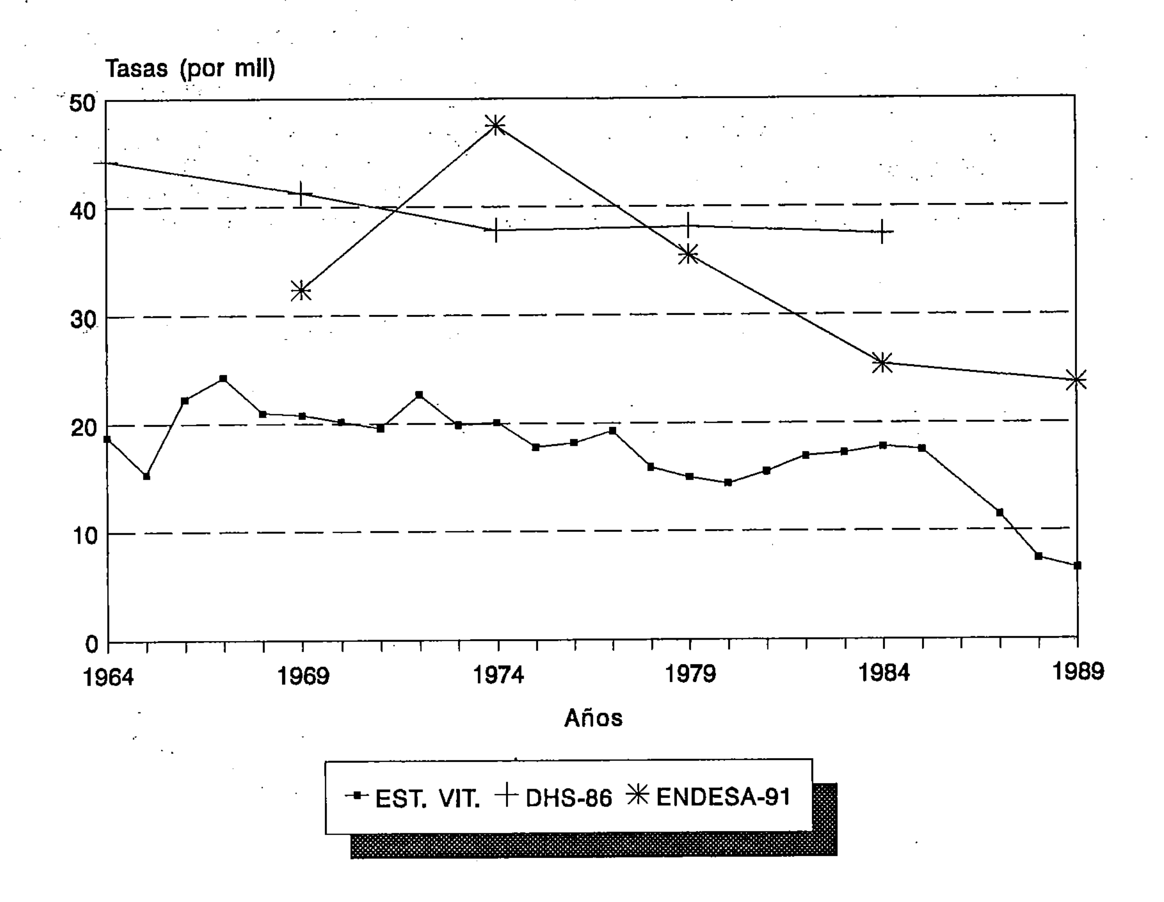
Gráfico 3. Estimaciones Directas e Indirectas de Mortalidad Infantíl, 1960-1989



Período Neonatal

Las discrepancias entre las tendencias que arrojan las estimaciones con ambas encuestas se incrementan cuando se comparan la mortalidad neonatal, siendo mayores que en la mortalidad postneonatal. Así, la ENDESA-91 muestra una estrepitosa caída en la mortalidad neonatal en un lapso de 10 años (1971-75 al 1981-85), bajando de 47.5 a 25.4 por mil, mientras que según DHS-86 habría permanecido constante en igual período de la mortalidad infantil (Gráfico 4). Es notorio la similitud de la tendencia que arroja esta última con la que se deriva de las estadísticas vitales.

Gráfico 4. Tasas de Mortalidad Neonatal, Según Fuente de Estimación, 1964-1989



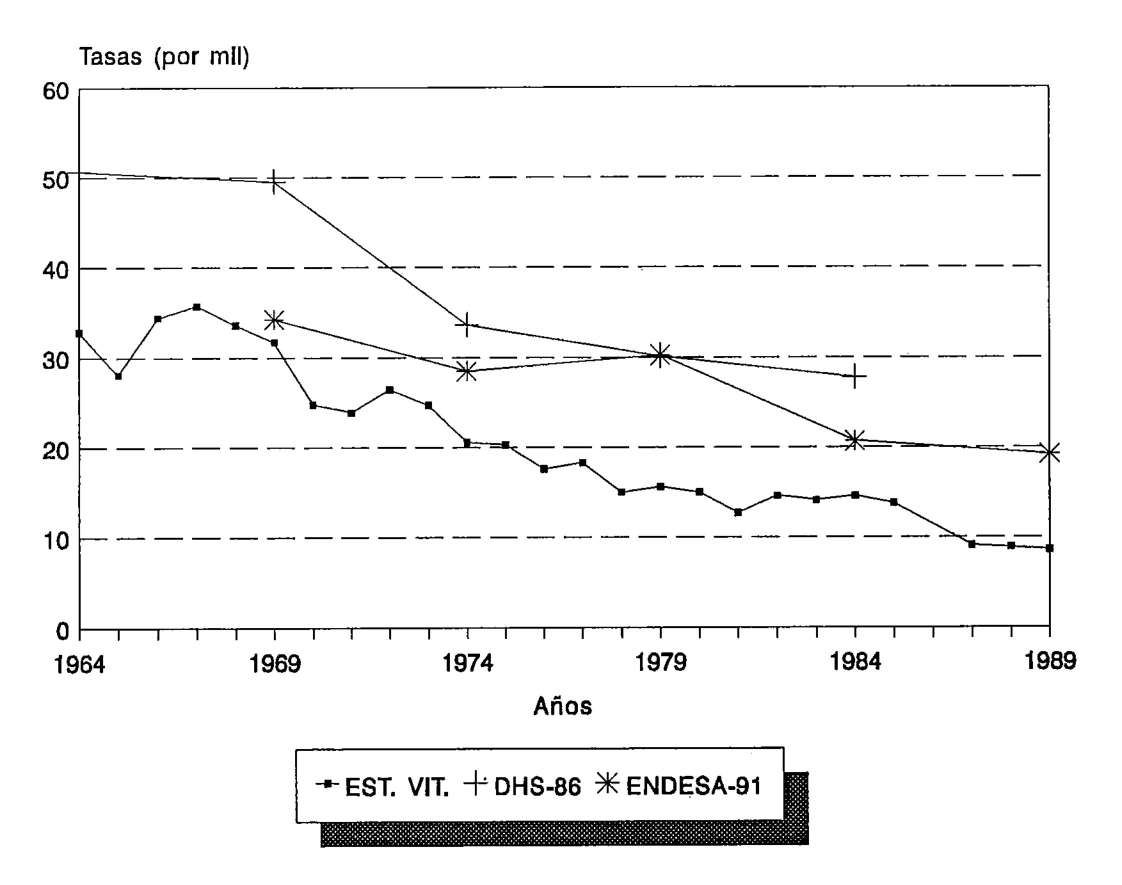
Si se acepta las estimaciones de ENDESA como las más confiables, el descenso en la mortalidad neonatal ocurrido desde mediados de los 70 hasta mediados de los 80 habría sido de 47 por ciento. Al contrario, DHS-86 y estadísticas vitales muestran descensos mucho menores. De acuerdo con esta última fuente, la tasa de mortalidad neonatal habría permanecido en valores cercanos a 20 por mil hasta mediados de los 70, cuando comienza a declinar hasta alcanzar cerca de 15 por mil, para luego incrementarse levemente en los 80.

Si se analiza por zona, se advierte que en zona urbana la mortalidad neonatal se habría mantenido constante en los 70, de acuerdo con ENDESA, e incluso incrementándose según DHS, y descendiendo 47.6 por ciento en los dos quinquenios de los 80. En zona rural, el primer descenso se habría operado en los 70 (48.7 por ciento), continuando en el primer quinquenio de los 80, para un descenso total de 60.5 por ciento entre 1971 y 1986. Un incremento de 19.4 por ciento se registraría en el segundo quinquenio de los 80.

Período Postneonatal

En el caso de la mortalidad postneonatal, las tendencias que arrojan ambas encuestas son más o menos similares, contrario a lo observado en el período neonatal. Si se asume que las estimaciones DHS-86 hasta mediados de los 70 son más confiables que las ENDESA para igual período, y que las menos afectadas por errores son las de ENDESA de 1971-76 a 1986-91, la tendencia que resulta es bastante similar a la que exhiben las estimaciones con estadísticas vitales (Gráfico 5). Este hallazgo debe ser subrayado, toda vez que al compararlo con los resultados en el período neonatal podría estar indicando o sugiriendo:


Gráfico 5. Tasas de Mortalidad Postneonatal, Según Fuente de Estimación, 1964-1989



- Una menor fluctuación del subregistro de muertes postneonatales y, por tanto, una menor subestimación de las tasas de mortalidad en dicho período, y menor propensión a la omisión de defunciones y a errores de declaración de muertes por parte de las mujeres entrevistadas en las encuestas DHS.

- Que la "paralización" del descenso a fines de los 80 que muestra ENDESA estaría captando, con un desfase en el tiempo, el proceso regresivo del descenso en la mortalidad que se observa con las estadísticas vitales

en el primer quinquenio de los 80,[5] que ha sido vinculado con el deterioro progresivo de las condiciones de vida, y en especial, de los servicios básicos y de salud en particular que experimentó la población dominicana durante la década de los 80.

El descenso de la mortalidad postneonatal se inicia a fines de los 60, acelerándose en los 70. De alrededor de 50 por mil a mediados de la primera década se redujo a cerca de 30 por mil a mitad de los 70, y a 20 por mil a mediados de los 80; o sea, en términos relativos, descensos de 40 y 33 por ciento, respectivamente. De acuerdo con las estimaciones de estadísticas vitales, de un valor máximo cercano a 35 por mil a mitad de los 60, desciende la mortalidad postneonatal a alrededor de 15 por mil a fines de los 70 (reducción de 57 por ciento en este período y de 38 por ciento en los 70).

Las estimaciones de mortalidad postneonatal por zona muestran descensos en los 70 y principios de los 80 en zona urbana, y un incremento de 46 por ciento en el segundo quinquenio de los 80, según ENDESA. Por el contrario, DHS muestra una declinación continua desde fines de los 60, que se acelera en el primer quinquenio de los 80. En zona rural, el descenso en la mortalidad postneonatal se habría operado en los 80 (42.4 por ciento).

En síntesis, el mayor descenso en los 70 se produce en la mortalidad postneonatal urbana (35.7 por ciento) y en la neonatal rural (29.8 por ciento), mientras que los mayores descensos en los 80 se verifican en la mortalidad postneonatal rural (42 por ciento) y neonatal urbana (48 por ciento). La postneonatal urbana registra un drástico descenso en el primer quinquenio (50 por ciento), pero se incrementa en el segundo, mientras que la neonatal urbana presenta a fines de los 80 el mismo nivel de finales de los 70.

Composición de los Nacimientos Según Categorías de Riesgo

La distribución o composición de los nacimientos según categorías de riesgo y de referencia de cada una de las variables ya indicadas para cada encuesta se presentan en los gráficos 6a al 6h. Además de la idea de representatividad y las probables magnitudes de los errores de los coeficientes para cada una de las categorías de riesgos en que se clasifican las variables independientes, así como de la importancia de cada determinante en

---

[5] A pesar de que se advierte un ligero descenso en el año 1985, de acuerdo con las estadísticas vitales, que puede marcar el inicio de la recuperación del descenso de los 60 y 70. También tiene visos de plausibilidad la hipótesis de que a partir del año de registro 1986 se habría producido un agravamiento del deterioro del sistema de información de mortalidad de la Secretaría de Estado de Salud Pública, como resultado de la discontinuidad en la supervisión, seguimiento y evaluación de la integridad, calidad, y flujo de los registros de defunciones a nivel regional y local. Esta idea es expuesta con más detalles en Mejía, 1992.

la mortalidad (o el potencial impacto de salud de cada factor de riesgo en la población), estas distribuciones son una aproximación más de la consistencia entre las DHS-86 y ENDESA-91 en cada quinquenio de análisis. Al respecto, se observa que los porcentajes de nacimientos riesgosos son bastante similares en ambas encuestas, un poco mayor en DHS-86, con una tendencia a la reducción de los nacimientos riesgosos tanto en áreas urbanas como en rurales.

Como era de esperarse, la proporción de nacimientos riesgosos es mayor en zona rural, tanto en DHS-86 como en ENDESA. Así, por ejemplo, en 1981-86 los nacimientos de riesgo alto representan el 76.9 por ciento en zona rural y sólo 40.1 por ciento en la zona urbana. La edad adolescente de la maternidad (< 20 años) así como la utilización de servicios de salud presentan diferencias muy tenues en el porcentaje de nacimientos riesgosos a favor de zona urbana; no así con el intervalo intergenésico corto o riesgoso y los nacimientos de orden 6 en adelante, cuyas diferencias según la zona son apreciables.

Riesgos de Mortalidad y Educación Materna: Resultados de la Aplicación de los Modelos de Regresión

Los resultados de aplicación de los modelos de regresión a los datos de las DHS son, en varios casos, marcadamente diferentes respecto de la significación, magnitud y tendencia de los coeficientes de riesgos. En efecto, como puede comprobarse en el Cuadro 4, mientras los coeficientes de riesgo de mortalidad neonatal por ninguna o baja educación obtenidos con ENDESA varían de mediana a alta significación como tendencia global, tanto en zona urbana como en zona rural (los efectos gruesos y netos de la educación en general son estadísticamente significativos diferentes del valor nulo 1), los coeficientes calculados con la base de datos de DHS-86 no arrojan evidencias de asociación estadísticamente significativa de la educación con la supervivencia infantil (los coeficientes tienden al valor nulo). Así, por ejemplo, en el quinquenio 1981-1986, en áreas urbanas, el exceso de riesgo por ninguna educación no es significativo de acuerdo con DHS-86, mientras que ENDESA muestra un riesgo relativo altamente significativo ($p < 0.01$). Por el contrario, en el caso del período post-neonatal, los coeficientes de riesgo por ninguna o baja educación estimados con DHS-86 para zona urbana tienden a ser altamente significativos, y no así los obtenidos con ENDESA-91, mientras que los coeficientes correspondientes a zona rural son muy similares en ambas encuestas (no significativos, excepto los coeficientes del quinquenio 1971-1976).

Gráfico 6a. Distribución (%) de los Nacimientos por Nivel de Educación, Zona Urbana

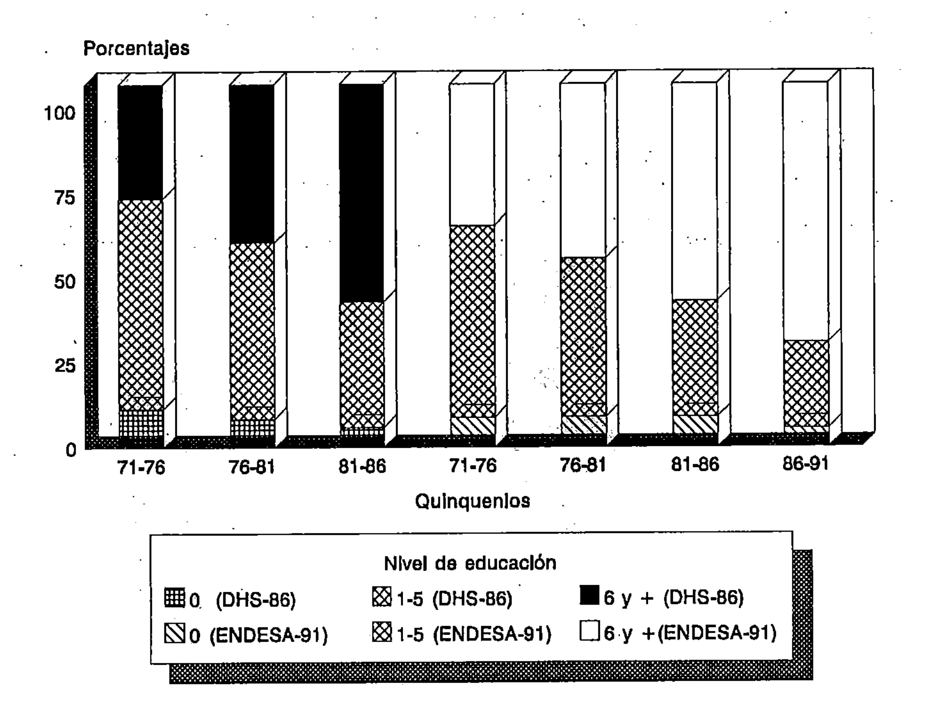


Gráfico 6b. Distribución (%) de los Nacimientos por Nivel de Educación, Zona Rural

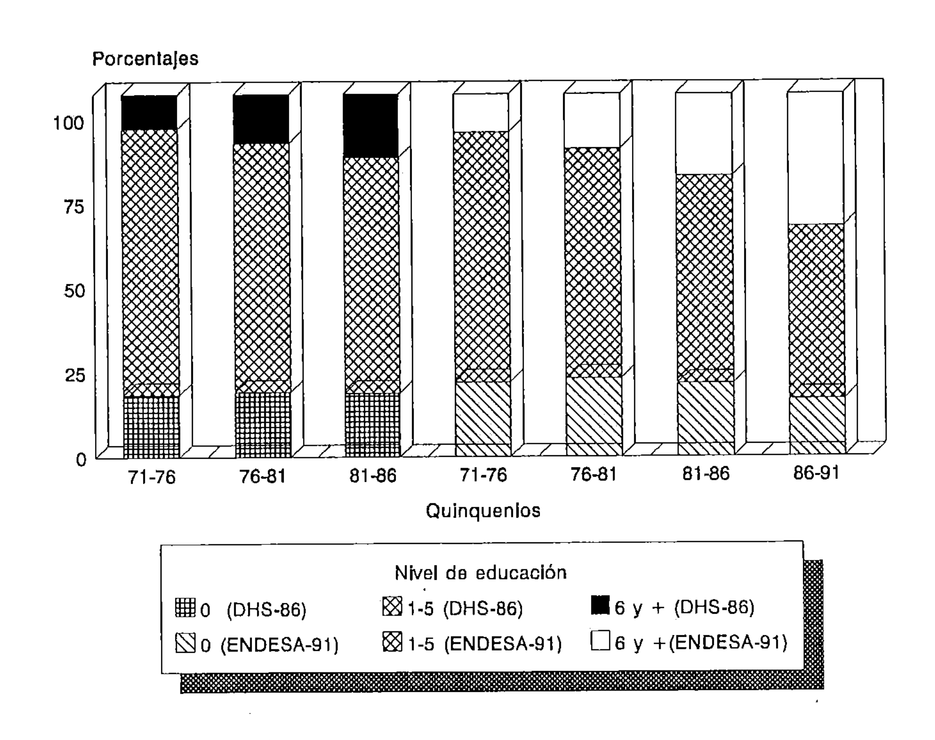


Gráfico 6c. Distribución de los Nacimientos por Nivel de Uso de Servicios de Salud

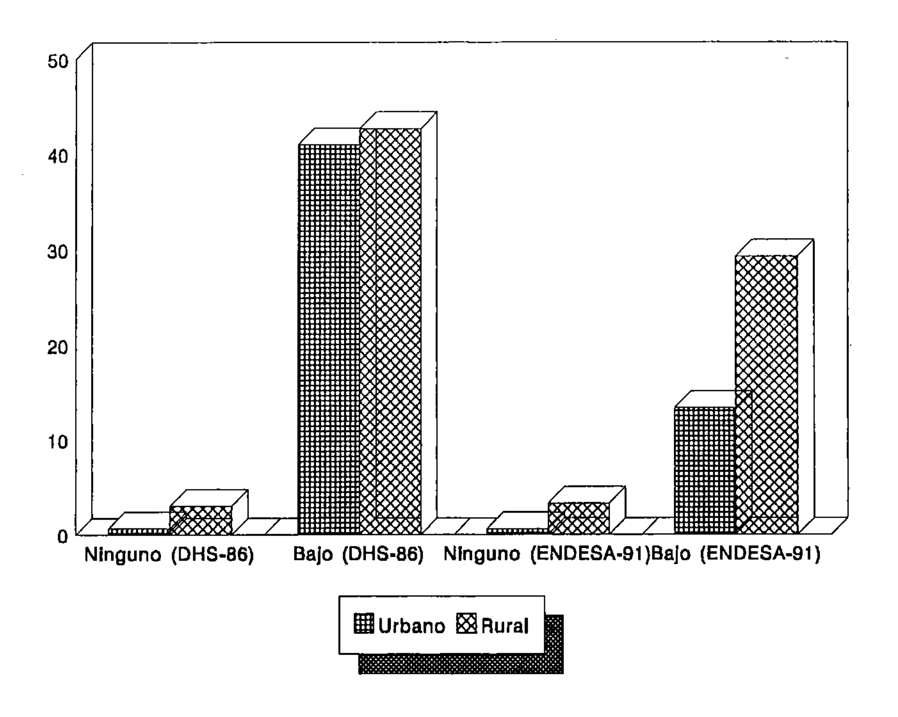


Gráfico 6d. Porcentaje de Nacimientos de Intervalo Corto (< 24 meses)

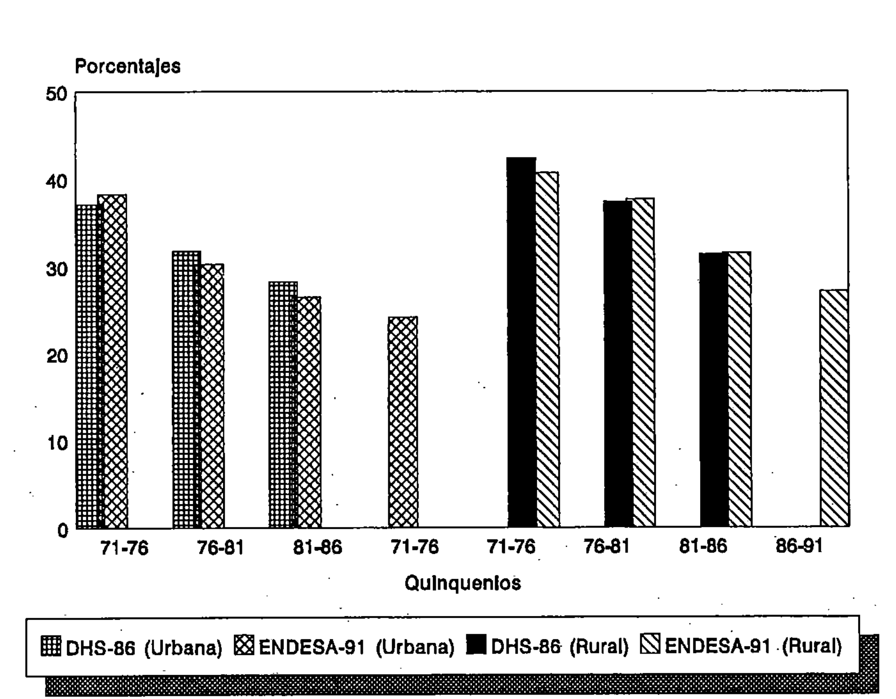


Gráfico 6e. Distribución (%) de los Nacimientos por Edad Materna al Nacer, Zona Urbana

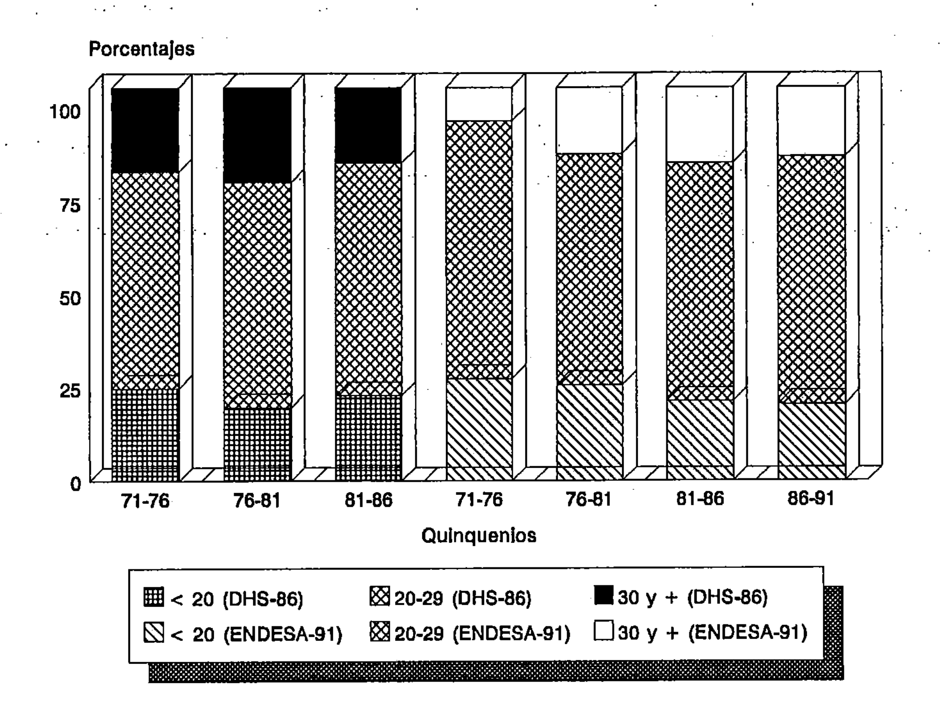


Gráfico 6f. Distribución (%) de los Nacimientos por Edad Materna al Nacer, Zona Rural

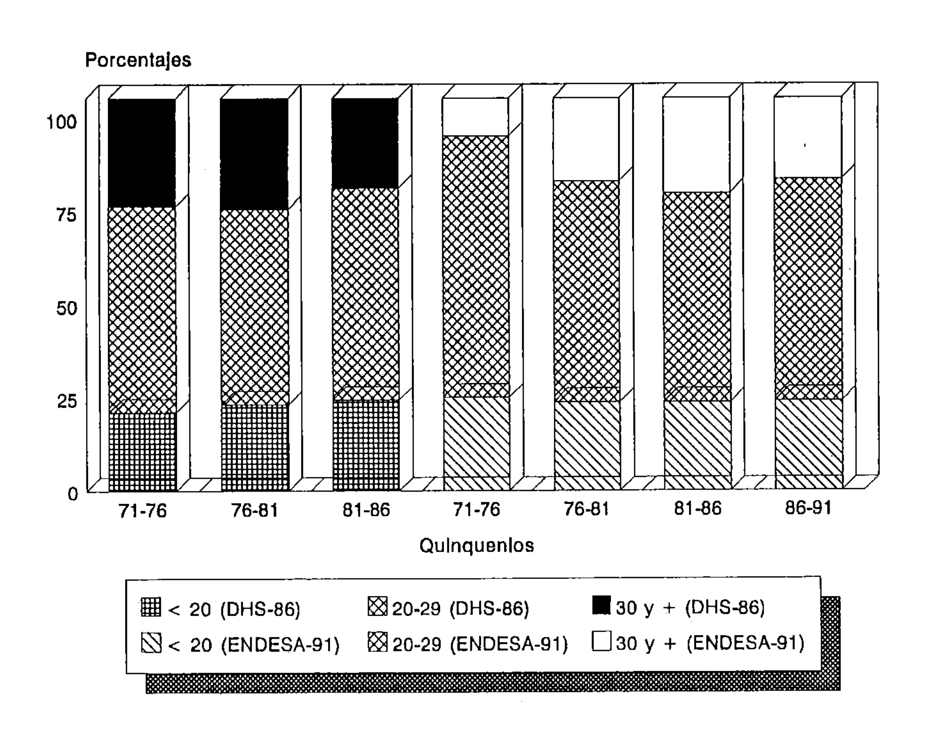


Gráfico 6g. Distribución (%) de los Nacimientos por Orden, Zona Urbana

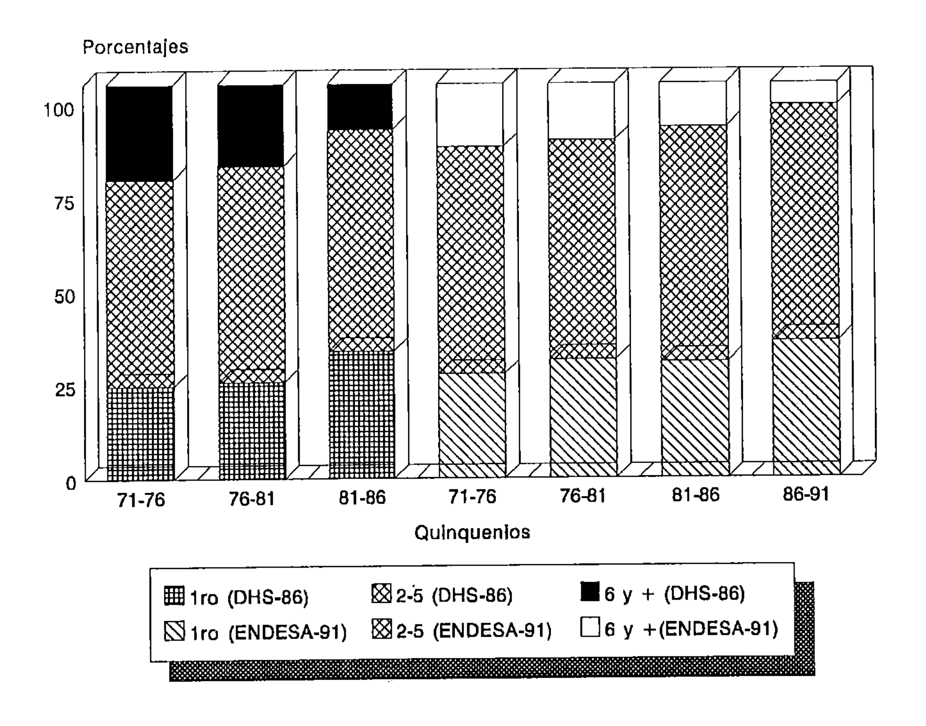
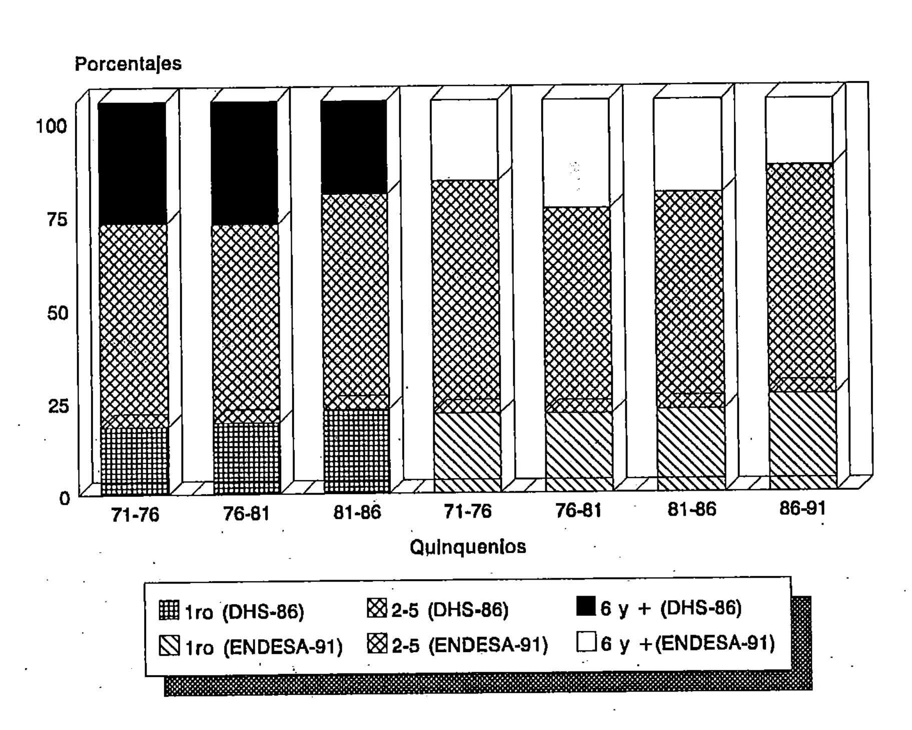


Gráfico 6h. Distribución (%) de los Nacimientos por Orden, Zona Rural



Cuadro 4. Coeficientes de riesgos relativos por ninguna y baja educación (1-5 años).

Período de la Mortalidad y Quinquenios	Zona Urbana				Zona Rural			
	Ninguna		1-5 años		Ninguna		1-5 años	
	DHS-86	ENDESA	DHS-86	ENDESA	DHS-86	ENDESA	DHS-86	ENDESA
PERIODO NEONATAL								
1971-1976								
Modelo básico	2.42**	1.88*	1.50	1.63**	2.20*	3.23*	1.04	2.47*
Efecto neto	1.71	1.36	1.20	1.37	2.00	1.97	1.02	1.64
1976-1981								
Modelo básico	1.53	3.07***	0.90	2.05***	1.18	3.68***	0.77	2.51**
Efecto neto	1.44	2.36**	1.44	1.65*	1.12	2.96**	0.69	2.05*
1981-1986								
Modelo básico	1.83	3.69***	1.98***	1.83**	1.34	2.75***	1.34	1.55
Efecto neto	1.41	2.81***	1.95***	1.55	1.16	2.72***	1.16	1.54
PERIODO POSTNEONATAL								
1971-1976								
Modelo básico	3.95***	1.66	2.94***	1.94**	2.53*	7.30*	1.83	4.02
Efecto neto	2.57**	0.98	2.36**	1.58	2.13	4.20	1.66	2.44
1976-1981								
Modelo básico	3.59***	2.19*	3.37***	1.44	3.30**	3.10**	1.58	2.72**
Efecto neto	2.86**	1.77	3.01***	1.10	4.69**	2.62*	2.02	2.20
1981-1986								
Modelo básico	2.48*	3.64***	2.30***	1.54	1.03	1.90	0.92	1.68
Efecto neto	1.76	3.07**	1.94**	1.39	0.95	2.24*	0.82	1.98*

* $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Período Neonatal

Zona urbana

De acuerdo con ENDESA el efecto de la educación en los riesgos de muerte neonatal permanece estadísticamente significativo, tanto en zona urbana como en zona rural, una vez se incluye el efecto de las variables de control e intermedias. No obstante, este efecto neto tiende a ser menor que en zona rural en los años 70, en tanto que en los 80 las ventajas de una mayor educación son mayores en áreas urbanas. A diferencia de resultados de estudios anteriores (Bicego y Boerma, 1990; Schultz, 1982 y 1990; Rosero, 1985; Palloni, 1985), este último hallazgo está sugiriendo que un mayor acceso físico a facilidades de servicios básicos en zona urbana, y de salud en particular (bajo el supuesto de que una mayor cobertura de servicios produce una mayor homogeneidad en el

acceso) no reduce las ventajas de una mayor educación materna en la supervivencia infantil. Indicaría que la disponibilidad de servicios de salud no es un mediador del uso de servicios de salud en el efecto de la educación sobre la utilización de servicios y en la relación educación/riesgos de muerte neonatal.[6]

Contrario a esta tendencia, los coeficientes estimados a partir de los datos de DHS-86 no muestran evidencias de asociación significativa de la educación con los riesgos de mortalidad en el primer mes de vida. Un efecto grueso significativo en el período 1971-1976 es borrado completamente una vez se introduce en el modelo la variable de condición socioeconómica.

Los resultados obtenidos con ENDESA-91 muestran que los riesgos de muerte por baja y por ninguna educación tienden a incrementarse en los años 70 y 80, especialmente los riesgos de muerte en primaria incompleta (1 a 5 años de educación). Es decir, se observa un incremento en las ventajas de una mayor educación sobre los riesgos de muerte neonatal, considerando tanto la magnitud como el nivel de significación estadística de los coeficientes de regresión. El riesgo de muerte neonatal de hijos de madres con 1 a 5 años de educación al final de los 80 es 2.55 veces mayor que el de los hijos de aquellas mujeres con mayor educación, en tanto que a principios de los 70 el coeficiente de riesgo era sólo 1.37 y no significativo. Igualmente, puede observarse con DHS-86 un aumento en el riesgo de mortalidad neonatal urbana por baja educación en el quinquenio 1981-1986 que pasa a ser altamente significativo. Así mismo, el riesgo relativo por ninguna educación pasó a ser estadísticamente significativo a mediados de los 70, incrementándose de 1.39 a 2.81 en igual periodo.

Un descenso importante en el último quinquenio de los 80 se observa en el riesgo relativo de mortalidad por ninguna educación, cayendo muy por debajo del riesgo relativo por baja educación, luego de haberse incrementado significativamente en los dos quinquenios anteriores. Una probable explicación de este resultado, aparentemente inconsistente, es el problema de la representatividad de los nacimientos y muertes en esta categoría. Los errores estándar de los coeficientes de efecto grueso y neto son 0.63 y 0.64, respectivamente, mientras que los valores de B son 0.41 y 0.33, respectivamente. Para el quinquenio anterior (1981-1986), los errores estándar eran de sólo 0.35 y 0.37, respectivamente, y los valores de los coeficientes 1.19 y 1.03, respectivamente.

---

[6] Respecto de un resultado similar al encontrado acá en un estudio comparativo para varios países, Bicego y Boerma (1991) sugieren que el mismo indicaría que más que el acceso físico a los servicios de salud es el acceso a un sistema de apoyo económico y social lo que estaría afectando las condiciones socioeconómicas de las madres. Igualmente, en este sistema de mayores exigencias o requerimientos para la integración socioeconómica, las madres menos educadas tendrán mayores desventajas en relación con las más educadas en las áreas urbanas.

La utilización de servicios de salud muestra una moderada asociación con los riesgos de mortalidad de niños cuyas madres no tienen educación, de mayor significación en el caso de los hijos de mujeres con baja educación.

La condición socioeconómica del hogar no muestra asociación significativa con la mortalidad neonatal. Esto es válido tanto para el período neonatal como para el postneonatal. La inclusión de esta variable en los modelos reduce en forma tenue los coeficientes de educación (entre un 5 y un 25 por ciento de acuerdo a la ENDESA, y entre un 2.5 y un 30.5 por ciento según DHS). En algunos casos desaparece la significación estadística, lo que es indicativo de que sólo una pequeña parte del efecto de la educación en los riesgos de muerte neonatal y postneonatal se confunde con su asociación con la condición socioeconómica o la cantidad de recursos materiales del hogar.

Con la excepción del intervalo intergenésico corto, los factores relacionados con la reproducción no tienden a asociarse significativamente con los riesgos de mortalidad. No obstante, un moderado efecto significativo del orden del nacimiento ($p < 0.10$) en los dos quinquenios de los 80 se observa con ENDESA: si un nacimiento es el sexto o de un orden superior, su riesgo de muerte en el primer mes es 2.1 y 2.5 veces mayor que el de los nacimientos de orden menor en los quinquenios 1981-86 y 1986-91, respectivamente.

En general, la inclusión de las variables relativas a la reproducción no modifican sustancialmente el exceso de riesgo asociado con ninguna o baja educación. Incluso, las pequeñas variaciones que se registran en los coeficientes de educación son de direcciones diferentes. Mientras la edad materna al nacimiento y la longitud de los intervalos intergenésicos incrementan levemente las ventajas de la educación, el orden del nacimiento reduce las mismas. El primer caso está indicando que una edad riesgosa (adolescencia y 30 o más años) y un intervalo corto no se asocian con baja o ninguna educación. Por consiguiente, no parece haber suficiente evidencia de que la carencia de educación o una baja educación se asocie con patrones reproductivos más riesgosos o mas sanos. En otros términos, el efecto de la educación sobre la supervivencia infantil no opera a través de diferentes patrones reproductivos. Este hallazgo no es consistente con las evidencias encontradas en estudios previos en los que la edad adolescente aparece como un factor de riesgo de significación en la mortalidad en la infancia.

Zona rural

La significación estadística y magnitud de los coeficientes de efecto neto de la educación sobre el riesgo de muerte neonatal en áreas rurales son ligeramente menores que las encontradas para áreas urbanas. A diferencia de la tendencia al incremento en los riesgos observados en zona urbana con ENDESA, tanto ésta como DHS-86 muestran una clara tendencia al descenso en el efecto de la educación sobre los riesgos de mortalidad neonatal

(Cuadros 5 y 6). En el caso de la primera encuesta (Cuadro 6), el debilitamiento de la fuerza de la asociación en los 80 implicó la desaparición de la significación estadística del efecto de la educación (en los años 70 los coeficientes indicaban una fuerte asociación, con un $p < 0.01$ en el exceso de riesgo por ninguna educación y $p<0.10$ en el riesgo por baja educación). En otros términos, las desventajas de ninguna o baja educación en la supervivencia infantil en áreas rurales son cada vez menores, con una tendencia a desaparecer. Así, mientras en 1976-81 el riesgo de mortalidad de los hijos de madres con baja educación era 105 por ciento mayor ($p < 0.10$) que entre los hijos de mujeres más educadas, en 1981-86 este exceso de riesgo era no significativo y de sólo 46 por ciento. La reducción de los coeficientes en zona rural, combinado con el aumento en los coeficientes en áreas urbanas, tienen como resultado un cambio en la fuerza de la asociación de la educación con los riesgos de mortalidad según zona, pasando a ser más fuerte en zona urbana en los 80.

De acuerdo con ENDESA, al igual que en zona urbana, la condición socioeconómica y las variables de comportamiento reproductivo no muestran asociación con los riesgos de muerte (en general con coeficientes muy cercanos a 1), afectando muy poco los coeficientes de educación. Sin embargo, llama la atención la significancia de la asociación de la edad materna adolescente en el período 1981-86 que se observa en ambas encuestas.

Período Postneonatal

Zona urbana

Las ventajas de la educación materna en la zona urbana son significativamente mayores que en la zona rural y que en el período neonatal, de acuerdo con DHS-86, mientras que los coeficientes estimados con ENDESA sugieren un mayor efecto de la educación en la zona rural en los 70 y en la mortalidad neonatal en todos los quinquenios.

Cuadro 5. Riesgos relativos de mortalidad neonatal asociados con la educación materna (6 años y más como categoría de referencia), DHS-86

Zona Urbana	1971-1976	1976-1981	1981-1986
Ninguna educación			
Efecto grueso (modelo básico)	2.42**	1.53	1.83
Condición socioeconómica [1]	2.06	1.46	1.78
Variables de la reproducción[2]	1.71	1.44	1.41
Uso de servicios de salud[3]			1.41
1-5 años			
Efecto grueso (modelo básico)	1.50	0.90	1.98***
Condición socioeconómica[1]	0.85	0.85	1.93***
Variables de la reproducción[2]	1.20	0.90	1.98***
Uso de servicios de salud[3]			2.00***
Zona Rural			
Ninguna educación			
Efecto grueso	2.20*	1.18	1.34
Condición socioeconómica[1]	2.59**	1.28	1.30
Variables de la reproducción[2]	2.00	1.12	1.16
Uso de servicios de salud[3]			
1-5 años			
Efecto grueso	1.04	0.77	0.74
Condición socioeconómica[1]	1.15	0.76	0.71
Variables de la reproducción[2]	1.02	0.69	0.65
Uso de servicios de salud[3]			0.64

* p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01

1 Modelo básico (efecto grueso) controlando por condición socioeconómica.

2 Modelo básico y efecto de variables de la reproducción (edad al nacimiento, longitud de intervalo previo y orden del nacimiento), controlando por condición socioeconómica, sexo y nacimiento múltiple

3 Modelo (2) y el índice de utilización de servicios de salud

En los años 70 se produce un ligero incremento en los riesgos relativos de muerte postneonatal por ninguna o baja educación, seguido de una reducción importante, en el primer quinquenio de los 80. El riesgo por ninguna educación pierde su significación estadística, en tanto que el coeficiente de riesgo 1-5 años de educación reduce la fuerza de su significación (el valor de p pasa de <0.01 a <0.05).

Cuadro 6. Riesgos relativos de mortalidad neonatal asociados con la educación materna (6 años y más como categoría de referencia), ENDESA-91

Zona Urbana	1971-1976	1976-1981	1981-1986	1986-1991
Ninguna educación				
Modelo básico (efecto grueso)	1.88*	3.07***	3.69***	1.80
Condición socioeconómica[1]	1.42	2.29**	3.30***	1.51
Variables de la reproducción[2]	1.36	2.36**	2.81***	1.35
Uso de servicios de salud[3]				1.20
1-5 años				
Modelo básico (efecto grueso)	1.63**	2.05***	1.83**	3.10***
Condición socioeconómica[1]	1.37	1.66**	1.69*	2.74***
Variables de la reproducción[2]	1.37	1.65*	1.55	2.64***
Uso de servicios de salud[3]				2.56***
Zona Rural				
Ninguna educación				
Modelo básico (efecto grueso)	3.23*	3.68***	2.75***	1.85*
Condición socioeconómica[1]	2.20	3.34***	2.42***	1.62
Variables de la reproducción[2]	1.97	2.96**	2.72***	1.53
Uso de servicios de salud[3]				1.32
1-5 años				
Modelo básico (efecto grueso)	2.47*	2.51**	1.55	1.74*
Condición socioeconómica[1]	1.81	2.29**	1.40	1.55
Variables de la reproducción[2]	1.64	2.05*	1.54	1.50
Uso de servicios de salud[3]				1.38

* p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01

1 Modelo básico (efecto grueso) controlando por condición socioeconómica.

2 Modelo básico y variables de la reproducción (edad al nacimiento, longitud de intervalo previo y orden del nacimiento), controlando por condición socioeconómica, sexo y nacimiento múltiple.

3 Modelo (2) y el índice de utilización de servicios de salud.

El efecto de la atención materno-infantil es altamente significativo, notablemente mayor que en el período neonatal, según DHS-86, mientras que, de acuerdo con ENDESA, no hay evidencias de asociación alguna (Cuadros 7 y 8). No obstante, la inclusión de esta variable no modifica los coeficientes de educación, al igual que en el período neonatal. Muy por el contrario, como era de esperarse, incrementa ligeramente los mismos. Esto indica que tener una baja educación no se asocia con una menor utilización de servicios de salud o una mayor utilización de servicios materno-infantil no amplia las ventajas de la educación.

Cuadro 7. Riesgos relativos de mortalidad postneonatal asociados con la educación materna (6 años y más como categoría de referencia), DHS-86

Zona Urbana	1971-1976	1976-1981	1981-1986
Ninguna educación			
Modelo básico (efecto grueso)	3.95***	3.59***	2.48*
Condición socioeconómica [1]	2.92**	2.76**	1.96
Variables de la reproducción [2]	2.57**	2.86**	1.82
Uso de servicios de salud [3]			1.76
1-5 años			
Modelo básico (efecto grueso)	2.94***	3.37***	2.30***
Condición socioeconómica [1]	2.42***	2.89***	1.99**
Variables de la reproducción [2]	2.36**	3.01***	2.07**
Uso de servicios de salud [3]			1.94**
Zona Rural			
Ninguna educación			
Modelo básico (efecto grueso)	2.53*	3.30**	1.03
Condición socioeconómica [1]	2.28	4.37***	0.90
Variables de la reproducción [2]	2.13	4.69***	1.02
Uso de servicios de salud [3]			0.95
1-5 años			
Modelo básico (efecto grueso)	1.83	1.58	0.92
Condición socioeconómica [1]	1.69	1.90	0.83
Variables de la reproducción [2]	1.66	2.02	0.84
Uso de servicios de salud [3]			0.82

* $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

[1] Modelo básico (efecto grueso) controlando por condición socioeconómica.

[2] Modelo básico y variables de la reproducción (edad al nacimiento, longitud de intervalo previo y orden del nacimiento), controlando por condición socioeconómica, sexo y nacimiento múltiple.

[3] Modelo (2) y el índice de utilización de servicios de salud.

Lo mismo que en el período neonatal, las variables de la reproducción no modifican significativamente los coeficientes de riesgos. Un efecto de significación se observa en la edad materna al nacimiento, así como en la condición socioeconómica, en los años 70, de acuerdo con las estimaciones de ENDESA. La inclusión de la primera variable, así como de la longitud de intervalo, tiende a incrementar levemente los coeficientes.

Cuadro 8. Riesgos relativos de mortalidad postneonatal asociados con la educación materna (6 años y más como categoría de referencia), ENDESA-91[7]

Zona Urbana	1971-1976	1976-1981	1981-1986	1986-1991
Ninguna educación				
Modelo básico (efecto grueso)	1.66	2.19*	3.64***	1.97
Condición socioeconómica [1]	1.13	1.57	3.18**	1.72
Variables de la reproducción [2]	0.98	1.77	3.07**	1.71
Uso de servicios de salud [3]				1.55
1-5 años				
Modelo básico (efecto grueso)	1.94**	1.44	1.54	2.12**
Condición socioeconómica [1]	1.52	1.13	1.41	1.92*
Variables de la reproducción [2]	1.58	1.10	1.39	1.96*
Uso de servicios de salud [3]				1.89*
Zona Rural				
Ninguna educación				
Modelo básico (efecto grueso)	7.30*	3.10**	1.90	0.84
Condición socioeconómica [1]	4.81	3.29**	1.79	0.76
Variables de la reproducción [3]	4.20	2.62*	2.24*	0.67
Uso de servicios de salud [3]				0.65
1-5 años				
Modelo básico (efecto grueso)	4.01	2.72*	1.68	1.92*
Condición socioeconómica [1]	2.83	2.77*	1.61	1.75
Variables de la reproducción [3]	2.44	2.20	1.98*	1.72
Uso de servicios de salud [3]				1.65

* $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

1 Modelo básico (efecto grueso) controlando por condición socioeconómica.

2 Modelo básico y variables de la reproducción (edad al nacimiento, longitud de intervalo previo y orden del nacimiento), controlando por condición socioeconómica, sexo y nacimiento múltiple.

3 Modelo (2) y el índice de utilización de servicios de salud.

Zona rural

Al igual que en la mortalidad postneonatal urbana y neonatal rural, puede identificarse una cierta tendencia a una reducción de las ventajas por tener una mayor educación en la supervivencia infantil en la década de los 80, tanto con DHS como con ENDESA. Así mismo, ambas encuestas muestran un aumento del efecto de la educación en el segundo quinquenio de los 70.

7 Para mayores detalles de los modelos ver anexos 1-16.

Las ventajas de la educación en los riesgos de mortalidad tienden a ser mayores en el período postneonatal, aunque esta tendencia es menos clara que en zona urbana. ENDESA indica lo contrario: la educación se asocia más con la mortalidad neonatal en los 70, mientras que en la década de los 80 se revierte esta relación.

A igual que en el período neonatal, el efecto de la educación es mayor en las áreas urbanas; ninguna de las encuestas presenta alguna evidencia de que el efecto de la educación esté siendo mediado por variaciones en el uso de servicios de salud; un mayor espaciamiento de los hijos se asocia positivamente con la supervivencia infantil, aunque con menos fuerza. Así mismo, un efecto moderadamente significativo de la edad materna es notorio en los dos quinquenios de los 70, al igual que en zona urbana, según las estimaciones de ENDESA.

Síntesis y Discusión

- A pesar de los cambios en los riesgos relativos de mortalidad neonatal y postneonatal por ninguna y bajo nivel de educación, así como en la estructura de los nacimientos por niveles educativos ocurridos en las últimas dos décadas, el hecho que una madre tenga educación primaria o más sigue representando una apreciable ventaja en relación con las probabilidades de sobrevivencia de sus hijos al primer año de vida, especialmente en áreas urbanas.

- En la década de los 80, entre los nacidos en áreas urbanas se produce un incremento en las ventajas de la educación en la supervivencia infantil durante el período neonatal y una reducción en los riesgos de mortalidad postneonatal por ninguna y baja educación. Como tendencia global, puede identificarse una asociación entre los cambios en el efecto de la educación y los cambios en los niveles de mortalidad neonatal y postneonatal: los descensos importantes en estos últimos se acompañan de reducciones en la fuerza de la asociación de la educación con los riesgos de mortalidad. En otros términos, los descensos en la mortalidad tienden a producir convergencia en los niveles de mortalidad. Esto sería el resultado de un mayor descenso en los niños de madres menos educadas o de un incremento en la mortalidad de hijos de las mujeres más educadas. De acuerdo con ENDESA y DHS-86, los mayores descensos en las décadas de los 70 y los 80 se produjeron entre los hijos de mujeres con ninguno y bajo nivel de instrucción formal.

- En términos globales, se verifica un pobre efecto de la educación en los riesgos de mortalidad postneonatal en contextos rurales. Una reducción en las desventajas de tener ninguna o baja educación en áreas rurales podría sugerir que el problema fundamental que diferencia es la accesibilidad a servicios de salud y otros servicios básicos a nivel de las comunidades. Un incremento en los riesgos de mortalidad neonatal por baja

o ninguna educación en áreas urbanas en 1986-1991 estaría indicando un aumento en las desigualdades de acceso a servicios de salud.

- El deterioro en el poder adquisitivo de sectores pertenecientes a estratos medios y bajos (los menos educados), aunado a la crisis de los servicios de salud estatales y los altos precios de bienes de salud privados (incluido medicamentos) tiende a incrementar las desigualdades de acceso a servicios de salud. Aún cuando la educación siga siendo una ventaja en la identificación de la enfermedad, incrementando la posibilidad de identificación de las facilidades de servicios de salud, la utilización de éstas se haya obstaculizada por situaciones de restricciones en el consumo de bienes no durables.

- El efecto de la educación sobre los riesgos de mortalidad es parcialmente mediado por la utilización de servicios de salud, especialmente en áreas urbanas, y este rol tiende a ser mayor en el período neonatal. A diferencia de las áreas rurales, la educación continúa siendo un recurso importante en la utilización de servicios de salud en áreas urbanas, como muestran la significación estadística de los coeficientes de esta variable. Estos resultados parecen contradecir el conocimiento construído respecto del efecto potencial diferente de la atención en salud en los riesgos de muerte en la infancia. En este caso puede suponerse que los servicios incluidos en la construcción del Indice de Utilización de Servicios de Salud (consulta prenatal, atención médica al parto y vacunación contra el tétanos neonatal) tendrían mayor impacto en las primeras horas o días del recién nacido, especialmente entre aquellos casos fatales o productos de embarazos pobres o deficientes, y particularmente en las áreas rurales. Por otro lado, hay que anotar que, de acuerdo con las estadísticas vitales, en la década de los 70 se habría producido un descenso de cerca de un 50 por ciento en la tasa de mortalidad neonatal por enfermedades perinatales, tanto en zona urbana, como en zona rural, pero en el primer quinquenio de los 80 se observa una tendencia al aumento de dichas causas de muertes. Esta tendencia coincide con las estimaciones indirectas de mortalidad materna que se han obtenido con los datos de ENDESA.

BIBLIOGRAFÍA

Akin, J. 1992. *Estimating the Impacts of Socioeconomic and Biomedical Factors on Child Health: The Cebu Study.* In *Methods for Assessment of Mortality in the Third World,* pp. 401-427.

Arnold, F. 1990. Assessment of Quality of Birth History Data in the Demographic and Health Surveys. *Methodological Reports 1: An Assessment of DHS-I Data Quality.* Columbia, Maryland: Institute for Resource Development/Macro Systems, Inc.

____________. 1991. An Assessment of Data Quality in the Demographic and Health Surveys. In *Proceedings of the Demographic and Health Surveys World Conference*, Washington, D.C., 1991. Vol. II. pp. 785-806. Columbia, Maryland: IRD/Macro International Inc.

Barbieri, M. 1990. New Evidence on the Impact of Maternal Education on Infant and Child Mortality in Senegal. Presented at the 1990 Annual Meeting of the Population Association of America, Toronto, Canada, May 3-5.

Behm, H. 1979. Socioeconomic Determinants of Mortality in Latin America. In *Proceedings of the Meeting on Socioeconomic Determinants and Consequences of Mortality.* El Colegio de México, 19-52 junio.

____________. 1987. The Determinants of Child Survival. An Analytical Frame of Reference. In *Proceedings of the Meeting on the International Collaborative Study of Geographic and Socio-Economic Differentials in Early-Age Mortality.* New York, 7-9 December.

____________. 1990. Los Determinantes de la Sobrevida en la Infancia: Un Marco de Referencia para su Análisis. En *Factores Sociales de Riesgo de Muerte en la Infancia.* CELADE. Serie OI, No. 41. Santiago, Chile.

Bicego, George T. and J. Ties Boerma. 1990. *Maternal Education, Use of Health Services, and Child Survival: An Analysis of Data from the Bolivia DHS Survey.* DHS Working Papers, No. 1. Columbia, Maryland: Institute for Resource Development (IRD)/Macro International Inc.

Boerma, J. Ties and George T. Bicego. 1991a. Maternal Education and Child Survival: A Comparative Analysis of DHS Data. In *Proceedings of the Demographic and Health Surveys World Conference*, Washington, D.C., 1991. Vol. I. pp. 177-205. Columbia, Maryland: IRD/Macro International Inc.

____________. 1991b. Preceding Birth Intervals and Child Survival: Searching for Pathways of Influence. In *Proceedings of the Demographic and Health Surveys World Conference*, Washington, D.C., 1991. Vol. II. pp. 1183-1205. Columbia, Maryland: IRD/Macro International Inc.

Cáceres, Francisco I. y S.D. McCracken. 1993. Descenso Reciente de la Mortalidad Infantil en la República Dominicana y Colombia: Una Investigación Exploratoria sobre Cambios en la Estructura y Composición de los Determinantes Sociodemográficos durante la Transición de la Mortalidad. Presentada en IV Conferencia Latinoamericana de Población la Transición Demográfica en América Latina y El Caribe, Vol. II. Ciudad de México.

Caldwell, J.C. 1979. Education as a Factor in Mortality Decline: An Examination of Nigeria Data. *Population Studies* 33(3):395-413.

____________. 1991. Major New Evidence on Health Transition and its Interpretation. In *Health Transition Review* 1(2):221-228.

Caldwell, J.C. and I.O. Orubuloye. 1975. The Impact of Public Health Services on Mortality: A Study of Mortality Diferentials in a Rural Area of Nigeria. *Population Studies* 29(2):259-271.

Caldwell, J.C., P. Reddy and P. Caldwell. 1983. The Social Component of Mortality Decline: An Investigation in South India Employing Alternative Methodologies. *Population Studies* 37(2):185-205.

Cleland, J. 1990. Maternal and Child Survival: Further Evidence and Explanations. In *What We Know about Health Transition*, ed. J.C. Caldwell et al. pp. 400-419. Camberra: Australian National University Press.

Cleland, J. and Z. Sathar. 1984. The Effect of Birth Spacing on Childhood Mortality in Pakistan. *Population Studies* 38:401-418.

Cleland, J. and J.K. Van Ginneken. 1988. Maternal Education and Child Survival in Developing Countries: The Search for Pathways of Influence. *Social Science and Medicine* 27(12):1357-1368.

Consejo Nacional de Población y Familia (CONAPOFA). 1976. *Encuesta Nacional de Fecundidad: Informe General.* Santo Domingo, República Dominicana.

Consejo Nacional de Población y Familia (CONAPOFA) and Institute for Resource Development/Westinghouse (IRD). 1987. *República Dominicana Encuesta Demográfica y de Salud, DHS-1986.* Santo Domingo, Dominican Republic: CONAPOFA.

Consejo Nacional de Población y Familia y Fondo de Población de las Naciones Unidas. 1986. *Segunda Encuesta Nacional de Fecundidad, 1980: Informe General.* Santo Domingo, República Dominicana.

Cox, D. 1972. Regression Models and Life Tables. *Journal of the Royal Statistical Society.* Series B, 34(2):187-220.

Elo, Irma T. 1992. Utilization of Maternal Health-Care Services in Peru: The Role of Women's Education. In *Health Transition Review* 2(1):49-69.

Hobcraft, J. 1984. Socioeconomic Factors in Infant and Child Mortality: A Cross-National Comparison. *Population Studies* 38(2):193-223.

__________. 1991. Child Spacing and Child Mortality. In *Proceedings of the Demographic and Health Surveys World Conference*, Washington, D.C., 1991. Vol. I. pp. 1157-1181. Columbia, Maryland: IRD/Macro International Inc.

Hobcraft, J., J.W. McDonald, and S.O. Rutstein. 1983. Child-spacing Effects on Infant and Early Child Mortality. *Population Index* 49(4):585-618.

__________. 1985. Demographic Determinants of Infant and Early Childhood Mortality. *Population Studies* 39(3):363-385.

Hosmer, D. and S. Lemeshow. 1989. *Applied Logistic Regression.* New York: John Wiley & Sons.

Instituto de Estudios de Población y Desarollo (IEPD), Oficina Nacional de Planificación (ONAPLAN), y IRD/Macro International Inc. 1992. *República Dominicana: Encuesta Demográfica y de Salud 1991 (ENDESA-91).* Columbia, Maryland: IEDP and IRD.

Mbacke, C. and E. van de Walle. 1987. Socioeconomic Factors and Access to Health Services as Determinants of Child Mortality. Presented at IUSSP Seminar on Mortality and Society in Sub-Saharan Africa, Yaounde, Cameroon.

McCracken, S.D. and R.N. Rodriguez. 1991. Fertility Decline, Child Health and Survival in Brazil, Dominican Republic and Peru. Presented at the 1991 Annual Meeting of the Population Association of America, Washington, D.C.

Mejía, Julio C. 1992a. *Implementación de un Programa de Mejoramiento de las Estadísticas Vitales en la Provincia de San Juan de la Maguana.* Informe Final de Trabajo. Santo Domingo, República Dominicana: Oficina Panamericana de la Salud.

____________. 1992b. *Políticas y Estrategias de Salud y Mortalidad Infantil en República Dominicana (1960-1985).* Primer borrador de tesis doctoral. El Colegio de México.

Millman, S.R. and E.C. Cooksey. 1987. Birth Weight and the Effects of Birth Spacing and Breastfeeding on Infant Mortality. *Study in Family Planning* 18:202-212.

Mosley, W.H. and L.C. Chen. 1984. An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries. In *Child Survival: Strategies for Research*, ed. W.H. Mosley and Lincoln C. Chen. Population and Development Review 10, Supplement. New York: Population Council.

National Research Council. 1989. Contraception and Reproduction: Health Consequences for Women and Children in the Developing World: Washington, D.C.: National Academic Press.

Palloni, A. 1985. Health Conditions in Latin America and Policies for Mortality Change. In *Health Policy, Social Policy, and Mortality Prospects.* ed. J. Vallin and A. López. Liege: IUSSP, Ordina.

____________. 1992. Review of Data Sources and Methods for the Assessment of Trends, Age Patterns and Differentials of Mortality in the Third World. In *Methods for Assessment of Mortality in the Third World.*

Palloni, A. and S. Millman. 1986. Effects of Inter-Birth Intervals and Breastfeeding on Infant and Child Mortality. *Population Studies* 40(2):215-236.

Palloni, A., P. Lantz and M. Partin. 1992. Using Retrospective Surveys for Estimating the Effects of Breastfeeding and Childspacing on Infant and Child Mortality. *Population Studies* 46:121-139.

Pebley, A. and J. DaVanzo. 1988. Maternal Depletion and Child Health in Guatemala and Malaysia. Presented at the Annual Meeting of the Population Association of America, New Orleans, 21-23 April.

Ramírez, Nelson. 1993. Comentarios sobre Algunas Críticas del Dr. Leonelo Bautista a las Tasas de Mortalidad Infantil de la ENDESA-91.

Rosero, L. 1985. Health Conditions in Latin American and Policies for Mortality Change. In *Health Policy, Social Policy, and Mortality Prospects.* ed. J. Vallin and A. López. Liege: IUSSP, Ordina.

Schultz, T. 1982. Studying the Impact of Household, Economic, and Community Variables on Child Mortality. In *Child Survival: Strategies for Research*, ed. W.H. Mosley and Lincoln C. Chen. Population and Development Review 10, Supplement. New York: Population Council.

Sullivan, J., G. Bicego, and S.O. Rutstein. 1990. Assessment of the Quality of DHS Data Used in the Direct Estimation of Infant and Child Mortality. In *Assessment of the Quality of DHS-I Data*. DHS Methodological Reports, No. 1. Columbia, Maryland: Institute for Resource Development (IRD)/Macro International Inc.

Ware, Helen. 1984. Effects of Maternal Education, Women's Roles, and Child Care on Child Mortality. In *Child Survival: Strategies for Research*, ed. W.H. Mosley and Lincoln C. Chen. Population and Development Review 10, Supplement. New York: Population Council.

Anexo 1. Distribución porcentual de los nacimientos según categorías de riesgos para cada una de las variables. DHS-86.

	Quinquenios		
Zona Urbana	1971-1976	1976-1981	1981-1986
Educación Materna			
Ninguna	10.7	7.8	5.6
1-5 años	57.9	48.6	34.5
6 y más	31.4	43.6	59.9
Edad Materna			
<20 años	23.8	18.7	21.7
20-29 años	55.7	57.3	59.1
30 y más	21.5	24.0	19.2
Intervalo Genésico			
< 24 meses	37.1	31.8	28.3
24 y más	62.9	68.2	71.7
Orden del Nacimiento			
1ro	23.7	24.5	32.3
2-5	52.9	54.8	56.1
6 y más	24.4	20.7	11.6
Utilización de Servicios de Salud			
Ninguno			0.7
Bajo			9.7
No. de nacimientos	2,065	2,244	2,391
No. de muertes neonatales	68	84	82
No. de muertes postneonatales	151	169	140

Anexo 1 (cont.). Distribución porcentual de los nacimientos según categorías de riesgos para cada una de las variables. DHS-86

Zona Rural	Quinquenios 1971-1976	1976-1981	1981-1986
Educación Materna			
Ninguna	17.1	17.8	16.4
1-5 años	73.4	68.6	60.5
6 y más	9.5	13.6	16.4
Edad Materna			
<20 años	20.3	22.0	23.2
20-29 años	52.8	49.6	53.8
30 y más	27.9	28.4	23.0
Intervalo Genésico			
< 24 meses	42.4	37.4	31.4
24 y más	57.6	62.6	68.6
Orden del Nacimiento			
1ro	17.3	18.3	21.6
2-5	51.7	50.4	54.6
6 y más	31.0	31.3	23.8
Utilización de Servicios de Salud			
Ninguno			3.0
Bajo		—	21.5
No. de nacimientos	2,120	2,322	2,328
No. de muertes neonatales	102	84	70
No. de muertes postneonatales	179	150	150

Anexo 2. Distribución porcentual de los nacimientos según categorías de riesgos para cada una de las variables. ENDESA-91

	Quinquenios			
Zona Urbana	1971-1976	1976-1981	1981-1986	1986-1991
Educación Materna				
Ninguna	8.2	8.3	8.3	5.2
1-5 años	52.9	43.7	32.0	23.6
6 y más	38.9	48.0	59.7	71.2
Edad Materna				
<20 años	26.0	24.4	20.2	19.5
20-29 años	65.3	58.8	60.6	62.9
30 y más	8.6	16.8	19.2	17.5
Intervalo Genésico				
< 24 meses	38.3	30.3	26.5	24.2
24 y más	61.7	69.7	73.5	75.8
Orden del Nacimiento				
1ro	26.4	30.1	29.4	35.0
2-5	57.5	55.5	59.5	60.3
6 y más	16.1	14.4	11.1	5.7
Utilización de Servicios de Salud				
Ninguno				0.6
Bajo				13.4
No. de nacimientos	1,619	1,909	2,149	2,457
No. de muertes neonatales	130	86	71	49
No. de muertes postneonatales	124	100	90	92

Anexo 2 (cont.). Distribución porcentual de los nacimientos según categorías de riesgos para cada una de las variables. ENDESA-91

	Quinquenios			
Zona Rural	1971-1976	1976-1981	1981-1986	1986-1991
Educación Materna				
Ninguna	20.6	21.6	20.1	15.8
1-5 años	68.8	63.2	57.1	47.6
6 y más	10.6	15.2	22.8	36.6
Edad Materna				
<20 años	23.8	22.6	22.6	22.9
20-29 años	66.6	56.3	53.1	56.3
30 y más	9.6	21.2	24.3	20.8
Intervalo Genésico				
< 24 meses	40.7	37.7	31.6	27.2
24 y más	59.3	62.3	68.4	72.8
Orden del Nacimiento				
1ro	20.4	20.2	21.3	25.0
2-5	59.0	52.2	55.0	58.0
6 y más	20.6	27.6	23.7	17.0
Utilización de Servicios de Salud				
Ninguno				3.3
Bajo				29.3
No. de nacimientos	1,255	1,600	1,651	1,777
No. de muertes neonatales	110	111	106	72
No. de muertes postneonatales	82	122	94	92

Anexo 3. Riesgos relativos de mortalidad neonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de la regresión logística. DHS-86: Período 1971-1976

Modelo Urbano		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	2.42**	1.68	1.65	1.69	1.71
	1-5 años	1.50	1.27	1.19	1.22	1.20
Estrato Socioecon.	Bajo		1.88	1.80	1.83	1.82
	Medio bajo		1.57	1.55	1.56	1.57
Intervalo Genésico	< 24 meses			1.93***	1.92**	2.03**
Edad Materna	< 20 años				0.92	0.88
	30 y más				0.81	0.73
Orden del Nacimiento	1ro					1.28
	6 y más					1.23
-2 log verosimilitud		593.1	575.5	568.7	568.3	567.6
Modelo chi-cuadrado		4.9	2.34	6.77	0.45	0.65
Valor p		0.09	0.31	0.009	0.80	0.72

Modelo Rural		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	2.20**	2.59**	2.04	1.93	2.00
	1-5 años	1.04	1.15	1.05	0.99	1.02
Estrato Socioecon.	Bajo		0.76	0.80	0.79	0.77
	Medio bajo		1.08	1.08	1.06	1.05
Edad Materna	< 20 años			0.98	1.17	1.13
	30 o más			1.33	1.21	1.28
Orden del Nacimiento	1ro				0.69	0.86
	6 y más				1.12	1.06
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.45*
-2 log verosimilitud		807.9	806.0	757.4	756.1	753.4
Modelo chi-cuadrado		10.09	1.90	1.62	1.21	2.71
Valor p		0.006	0.386	0.445	0.546	0.100

-2 log verosimilitud inicial: Urbana=598.0; Rural=818.0

* p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01

Anexo 4. Riesgos relativos de mortalidad neonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de la regresión logística. DHS-86: Período 1976-1981.

Zona Urbana		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	1.53	1.46	1.29	1.24	1.44
	1-5 años	0.90	0.85	0.84	0.81	0.90
Estrato Socioecon.	Bajo		2.72**	2.56	2.49	2.69*
	Medio bajo		3.33**	3.06*	3.10*	3.18*
Edad Materna	< 20 años			0.74	0.77	0.65
	30 y más			1.07	1.10	1.35
Intervalo Genésico	< 24 meses				1.76**	2.04***
Orden del Nacimiento	1ro					1.50
	6 y más					0.70
-2 log verosimilitud		714.8	709.5	678.4	672.5	670.2
Modelo chi-cuadrado		1.97	5.3	1.09	5.92	2.33
Valor p		0.37	0.07	0.58	0.05	0.31

Zona Rural		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	1.18	1.28	1.16	1.12	1.12
	1-5 años	0.77	0.76	0.70	0.67	0.69
Estrato Socioecon.	Bajo		1.16	1.16	1.12	1.08
	Medio bajo		1.30	1.30	1.27	1.20
Edad Materna	< 20 años			0.97	1.09	1.05
	30 o más			1.45	1.30	1.41
Orden del Nacimiento	1ro				0.79	0.99
	6 y más				1.18	1.11
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.47
-2 log verosimilitud		720.0	719.9	681.3	680.6	678.2
Modelo chi-cuadrado		2.61	0.04	2.48	0.69	2.39
Valor p		0.27	0.98	0.29	0.71	0.12

-2 log verosimilitud inicial: Urbana=716.7; Rural=722.6

* p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01

Anexo 5. Riesgos relativos de mortalidad neonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de la regresión logística. DHS-86: Período 1981-1986.

Zona Urbana		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5	Ec.6
Educación	Ninguna	1.83	1.78	1.30	1.43	1.41	1.41
	1-5 años	1.98***	1.93***	1.80**	1.94**	1.98***	2.00***
Estrato Socioecon.	Bajo		1.90	2.12	2.19	2.16	2.09
	Medio bajo		2.07	2.25	2.29	2.27	2.29
Edad Materna	< 20 años			0.98	0.80	0.79	0.78
	30 y más			1.38	1.50	1.64	1.63
Orden del Nacimiento	1ro				1.56	1.94**	1.99**
	6 y más				0.98	0.97	0.92
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.52	1.55
Servicios Materno-	Ninguno						5.05**
Infantil	Bajo uso						0.97
-2 log verosimilitud		705.3	703.7	683.6	681.2	679.1	679.1
Modelo chi-cuadrado		8.9	1.7	1.5	2.4	2.1	4.6
Valor p		0.01	0.43	0.47	0.31	0.14	0.20
Zona Rural		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5	Ec.6
Educación	Ninguna	1.34	1.30	1.26	1.22	1.28	1.16
	1-5 años	0.74	0.71	0.63	0.62	0.65	0.64
Estrato Socioecon.	Bajo		1.39	1.18	1.17	1.13	1.07
	Medio bajo		1.65	1.52	1.51	1.48	1.44
Edad Materna	< 20 años			1.98**	2.12**	1.99**	1.97**
	30 o más			1.95**	1.79	1.93*	1.95*
Orden del Nacimiento	1ro				0.89	1.17	1.25
	6 y más				1.14	1.12	1.13
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.60	1.61
Servicios Materno-	Ninguno						2.59*
Infantil	Bajo						1.54*
-2 log verosimilitud		624.5	623.6	594.9	594.6	592.0	587.7
Modelo chi-cuadrado		3.96	0.94	7.3	0.23	2.68	4.3
Valor p		0.14	0.63	0.03	0.89	0.10	0.12

-2 log verosimilitud inicial: Urbana=714.2; Rural=628.5

*p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01

Anexo 6. Riesgos relativos de mortalidad neonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de la regresión logística. ENDESA-91: Período 1971-1976.

Zona Urbana		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	1.88*	1.42	1.40	1.36	1.36
	1-5 años	1.63**	1.37	1.43*	1.37	1.37
Estrato Socioecon.	Bajo		2.15*	2.05	1.97	1.98
	Medio bajo		1.14	1.07	1.06	1.06
Edad Materna	< 20 años			2.17	1.30	1.25
	30 y más			0.50	0.44	0.46
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.39
Orden del Nacimiento	1ro				0.86	1.05
	6 y más				1.29	1.24
-2 log verosimilitud		898.0	886.4	880.5	880.1	877.6
Modelo chi-cuadrado		6.97	11.58	1.28	0.45	2.54
Valor p		0.03	0.003	0.26	0.80	0.11

Zona Rural		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	3.23*	2.20	2.18	1.93	1.97
	1-5 años	2.47*	1.81	1.80	1.62	1.64
Estrato Socioecon.	Bajo		9.83**	9.88**	9.91**	10.04**
	Medio bajo		4.05	4.07	3.87	3.90
Edad Materna	< 20 años			0.86	1.21	1.17
	30 o más			0.78	0.77	0.77
Orden del Nacimiento	1ro				0.38	0.43
	6 y más				0.83	0.81
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.23
-2 log verosimilitud		738.6	722.3	720.7	712.1	711.2
Modelo chi-cuadrado		6.98	16.4	0.77	8.57	0.90
Valor p		0.03	0.003	0.68	0.01	0.34

-2 log verosimilitud inicial: Urbana=905.0; Rural= 745.6

* p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01

Anexo 7. Riesgos relativos de mortalidad neonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de la regresión logística. ENDESA-91: Período 1976-1981.

Modelo Urbano		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	3.07***	2.29**	2.35**	2.36**	2.36**
	1-5 años	2.05***	1.66**	1.64*	1.65*	1.65*
Estrato Socioecon.	Bajo		1.85	1.81	1.79	1.80
	Medio bajo		0.75	0.75	0.74	0.74
Edad Materna	< 20 años			1.47	1.40	1.40
	30 y más			1.06	1.00	1.00
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.00
Orden del Nacimiento	1ro				1.18	1.18
	6 y más				1.20	1.20
-2 log verosimilitud		688.0	676.9	661.2	660.7	660.7
Modelo chi-cuadrado		13.24	11.20	2.30	0.55	0.00
Valor p		0.001	0.0004	0.32	0.76	0.99

Modelo Rural		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	3.68***	3.34***	3.34***	3.04***	2.96**
	1-5 años	2.51**	2.29**	2.28**	2.07*	2.05*
Estrato Socioecon.	Bajo		2.45	2.33	2.29	2.36
	Medio bajo		2.42	2.36	2.35	2.38
Edad Materna	< 20 años			0.99	1.23	1.15
	30 y más			1.00	0.87	0.99
Orden del Nacimiento	1ro				0.70	1.01
	6 y más				1.27	1.18
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.80***
-2 log verosimilitud		794.6	793.6	787.3	785.2	778.2
Modelo chi-cuadrado		11.89	0.996	0.003	2.18	6.94
Valor p		0.003	0.608	0.998	0.48	0.008

-2 log verosimilitud inicial: Urbana=701.3; Rural= 806.5

* p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01

Anexo 8. Riesgos relativos de mortalidad neonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de la regresión logística. ENDESA-91: Período 1981-1986.

Zona Urbana		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	3.69***	3.30***	3.26***	2.76***	2.81***
	1-5 años	1.83**	1.69*	1.71*	1.51	1.55
Estrato Socioecon.	Bajo		1.15	1.13	1.05	0.98
	Medio bajo		0.79	0.78	0.77	0.75
Edad Materna	< 20 años			1.02	1.23	1.12
	30 y más			0.97	0.66	0.77
Intervalo Genésico	< 24 meses					2.04**
Orden del Nacimiento	1ro				0.77	1.14
	6 y más				2.08**	1.86
-2 log verosimilitud		609.3	607.8	605.9	601.7	595.4
Modelo chi-cuadrado		14.50	1.57	0.02	4.23	6.25
Valor p		0.007	0.46	0.99	0.12	0.01

Zona Rural		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	2.75***	2.42***	2.60***	2.71***	2.72***
	1-5 años	1.55	1.40	1.47	1.53	1.54
Estrato Socioecon.	Bajo		1.69	1.53	1.56	1.53
	Medio bajo		0.71	0.71	0.71	0.70
Edad Materna	< 20 años			1.89***	1.75**	1.60*
	30 y más			1.15	1.25	1.37
Orden del Nacimiento	1ro				1.17	1.62
	6 y más				0.89	0.83
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.76**
-2 log verosimilitud		775.7	771.7	755.9	757.5	751.9
Modelo chi-cuadrado		11.42	3.94	7.16	0.45	5.53
Valor p		0.003	0.14	0.03	0.80	0.02

-2 log verosimilitud inicial: Urbana=623.9; Rural= 787.1

* p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01

Anexo 9. Riesgos relativos de mortalidad neonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de la regresión logística. ENDESA-91: Período 1986-1991.

Zona Urbana		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5	Ec.6
Educación	Ninguna	1.80	1.51	1.60	1.31	1.35	1.20
	1-5 años	3.10***	2.74***	2.84***	2.61***	2.64***	2.56***
Estrato Socioecon.	Bajo		4.28	4.59	4.62	4.79	5.01
	Medio bajo		2.63	2.84	3.09	3.18	3.43
Edad Materna	< 20 años			0.90	1.03	0.97	0.93
	30 y más			0.82	0.57	0.61	0.62
Orden del Nacimiento	1ro				0.88	1.06	1.11
	6 y más				2.63**	2.56*	2.09
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.45	1.41
Servicios Materno-Infantil	Ninguno						6.43**
	Bajo						1.78*
-2 log verosimilitud		466.8	462.2	455.9	452.4	452.3	445.8
Modelo chi-cuadrado		13.7	4.59	0.27	3.51	1.08	5.53
Valor p		0.001	0.10	0.87	0.17	0.30	0.06

Zona Rural		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5	Ec.6
Educación	Ninguna	1.85*	1.62	1.59	1.47	1.53	1.32
	1-5 años	1.74	1.55	1.56	1.47	1.50	1.38
Estrato Socioecon.	Bajo		2.57	2.59	2.43	2.48	2.25
	Medio bajo		1.30	1.30	1.24	1.30	1.25
Edad Materna	< 20 años			0.92	1.00	0.97	0.91
	30 y más			0.69	0.57	0.61	0.59
Orden del Nacimiento	1ro				0.90	1.08	1.16
	6 y más				1.38	1.38	1.35
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.46	1.44
Servicios Materno-Infantil	Ninguno						1.53
	Bajo						1.62*
-2 log verosimilitud		598.0	595.6	584.3	583.5	581.7	579.6
Modelo chi-cuadrado		4.66	2.48	1.26	0.77	1.76	2.14
Valor p		0.10	0.29	0.53	0.68	0.19	0.34

-2 log verosimilitud inicial: Zona urbana= 480.5; Rural= 602.7

* p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01

Anexo 10. Riesgos relativos de mortalidad postneonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de la regresión de riesgos proporcionales de Cox. DHS-86: Período 1971-1976.

Modelo Urbano		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	3.95***	2.92**	2.47**	2.33**	2.57**
	1-5 años	2.94***	2.42**	2.53**	2.38**	2.36**
Estrato Socioecon.	Bajo		2.25**	2.28**	2.23*	2.20*
	Medio bajo		1.51	1.51	1.61	1.62
Edad Materna	< 20 años			1.49	1.73	1.45
	30 o más			0.81	0.68	0.79
Orden del Nacimiento	1ro				0.82	1.80
	6 y más				1.34	1.11
Intervalo Genésico	< 24 meses					3.15***
-2 log verosimilitud		1,242	1,236	1,216	1,215	1,197
Modelo chi-cuadrado		16.7	22.3	42.3	43.6	61.4
Valor p		0.0002	0.0002	0.000	0.000	0.000

Modelo Rural		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	2.53*	2.28	2.12	2.08	2.13
	1-5 años	1.83	1.69	1.62	1.63	1.66
Estrato Socioecon.	bajo		0.84	0.83	0.81	0.76
	Medio bajo		0.52	0.49	0.46	0.45
Edad Materna	< 20 años			0.86	0.83	0.81
	30 o más			0.70	0.52	0.55*
Orden del Nacimiento	1ro				1.46	1.98*
	6 y más				1.81**	1.69*
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.69**
Log verosimilitud		1,166	1,164	1,143	1,139	1,135
Modelo chi-cuadrado		3.38	4.79	25.8	30.3	34.3
Valor p		0.18	0.31	0.001	0.001	0.000

-2 log verosimilitud inicial: Urbana=1,258; Rural= 1,169

* p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01

Anexo 11. Riesgos relativos de mortalidad postneonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de la regresión de riesgos proporcionales Cox. DHS-86: Período 1976-1981.

Modelo Urbano		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	3.59***	2.76**	2.83**	2.87**	2.86**
	1-5 años	3.37***	2.89***	2.89***	2.98***	3.01***
Estrato Socioecon.	Bajo		1.73	1.72	1.68	1.67
	Medio bajo		0.86	0.86	0.86	0.85
Edad Materna	< 20 años			1.62	1.52	1.47
	30 o más			1.15	1.08	1.17
Orden del Nacimiento	1ro				1.25	1.52
	6 y más				1.18	1.12
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.45
-2 log verosimilitud		1,278	1,270	1,263	1,262	1,260
Modelo chi-cuadrado		24.2	32.3	39.0	39.7	41.9
Valor p		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Modelo Rural		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	3.30**	4.37***	4.54***	4.42***	4.69***
	1-5 años	1.58	1.90	1.89	1.84	2.02
Estrato Socioecon.	Bajo		0.60	0.59	0.57	0.52
	Medio bajo		0.96	1.01	0.99	0.89
Edad Materna	< 20 años			1.48	1.62	1.49
	30 o más			0.89	0.72	0.85
Orden del Nacimiento	1ro				0.97	1.71
	6 y más				1.42	1.29
Intervalo Genésico	< 24 meses					2.40***
-2 log verosimilitud		1,017.2	1,004.4	905.8	984.8	974.4
Modelo chi-cuadrado		9.21	12.0	30.6	31.6	42.0
Valor p		0.01	0.02	0.000	0.000	0.000

-2 log verosimilitud inicial: Urbana=1,302.2; Rural=1,016.4

* p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01

Anexo 12. Riesgos relativos de mortalidad postneonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de la regresión de riesgos proporcionales de Cox. DHS-86: Período 1981-1986.

Zona Urbana		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5	Ec.6
Educación	Ninguna	2.48*	1.96	1.74	1.84	1.82	1.76
	1-5 años	2.30***	1.99***	1.99***	2.06**	2.07**	1.94**
Estrato Socioecon.	Bajo		2.28*	2.06	2.10	2.16	2.00
	Medio bajo		1.74	1.63	1.65	2.10	1.60
Edad Materna	< 20 años			1.50	1.36	1.33	1.30
	30 y más			0.98	1.03	1.04	1.00
Orden del Nacimiento	1ro				1.24	1.30	1.42
	6 y más				0.97	0.97	0.83
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.12	1.13
Servicios Materno-Infantil	Ninguno						9.28***
	Bajo						2.93***
-2 log verosimilitud		877	874	858	858	858	844
Modelo chi-cuadrado		10.2	13.6	29.13	29.55	29.66	43.64
Valor p		0.006	0.009	0.000	0.001	0.002	0.000
Zona Rural		**Ec.1**	**Ec.2**	**Ec.3**	**Ec.4**	**Ec.5**	**Ec.6**
Educación	Ninguna	1.03	0.90	1.07	0.98	1.02	0.95
	1-5 años	0.92	0.83	0.86	1.81	0.84	0.82
Estrato Socioecon.	Bajo		1.89	1.59	1.50	1.50	1.49
	Medio bajo		1.32	1.27	1.27	1.28	1.28
Edad Materna	< 20 años			2.27***	2.85***	2.71***	2.68**
	30 y más			0.79	0.58	0.61	0.62
Orden del Nacimiento	1ro				0.73	0.86	0.89
	6 y más				1.64	1.61	1.60
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.32	1.33
Servicios Materno-Infantil	Ninguno						1.86
	Bajo						0.98
-2 log verosimilitud		1,220	1,218	1,184	1,181	1,180	1,179
Modelo chi-cuadrado		0.18	1.64	35.6	38.7	39.8	41.0
Valor p		0.92	0.802	0.000	0.000	0.000	0.000

-2 log verosimilitud inicial: Urbana= 887.2; Rural= 1,219.7

* p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01

Anexo 13. Riesgos relativos de mortalidad postneonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de la regresión de riesgos proporcionales de Cox. ENDESA: Período 1971-1976.

Modelo Urbano		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	1.66	1.13	0.99	0.98	0.98
	1-5 años	1.94**	1.52	1.61*	1.56	1.58
Estrato Socioecon.	Bajo		8.12**	7.31**	7.14*	7.18*
	Medio bajo		4.15	3.68	3.68	3.61
Edad Materna	< 20 años			1.56*	1.66*	1.60*
	30 o más			0.19	0.17	0.18
Orden del Nacimiento	1ro				0.92	1.18
	6 y más				1.19	1.13
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.52
- 2 log verosimilitud		991.6	979.4	957.3	956.9	954.9
Modelo chi-cuadrado		5.91	18.08	40.26	40.6	42.59
Valor p		0.05	0.001	0.000	0.000	0.000

Modelo Rural		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	7.30*	4.81	4.53	4.03	4.20
	1-5 años	4.02	2.83	2.76	2.46	2.44
Estrato Socioecon.	Bajo		(-)	(-)	(-)	(-)
	Medio bajo		(-)	(-)	(-)	(-)
Edad Materna	< 20 años			1.13	1.43	1.35
	30 o más			0.76	0.64	0.71
Orden del Nacimiento	1ro				0.57	0.94
	6 y más				1.40	1.27
Intervalo Genésico	< 24 meses					2.04*
-2 log verosimilitud		574.0	569.5	565.4	563.1	559.1
Modelo chi-cuadrado		7.10	11.56	15.65	17.95	21.94
Valor p		0.03	0.02	0.05	0.06	0.02

-2 log verosimilitud: Urbana=997.5; Rural=581.08

* p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01

(-) Los valores de los coeficientes son exageradamente elevados. En el caso del estrato socioeconómico medio bajo se desconoce además el error de muestreo.

Anexo 14. Riesgos relativos de mortalidad postneonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de las regresión de riesgos proporcionales Cox. ENDESA: Período 1976-1981.

Modelo Urbano		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	2.19*	1.57	1.63	1.77	1.77
	1-5 años	1.44	1.13	1.05	1.11	1.10
Estrato Socioecon.	Bajo		2.73	2.66	2.74	2.73
	Medio bajo		1.08	1.19	1.19	1.19
Edad Materna	< 20 años			2.08**	1.82	1.80
	30 o más			1.47	1.59	1.60
Orden del Nacimiento	1ro				1.17	1.22
	6 y más				0.74	0.75
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.09
-2 log verosimilitud		643.4	636.4	607.4	606.8	606.7
Modelo chi-cuadrado		2.80	9.88	38.84	39.48	39.52
Valor p		0.25	0.04	0.000	0.000	0.000

Modelo Rural		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	3.10**	3.29**	3.43**	2.72*	2.62*
	1-5 años	2.72*	2.77*	2.95**	2.26	2.20
Estrato Socioecon.	Bajo		1.27	1.23	1.21	1.22
	Medio bajo		2.24	2.16	2.38	2.36
Edad Materna	< 20 años			1.22	2.24**	2.09**
	30 o más			1.00	0.69	0.77
Orden del Nacimiento	1ro				0.38	0.53
	6 y más				2.05**	1.93**
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.65*
-2 log verosimilitud		961.0	957.7	946.8	936.1	932.8
Modelo chi-cuadrado		5.72	8.97	19.91	30.55	33.88
Valor p		0.06	0.06	0.01	0.000	0.000

-2 log verosimilitud inicial: Zona urbana= 646.2; Zona rural= 966.7

* p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01

Anexo 15. Riesgos relativos de mortalidad postneonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de las regresiones de riesgos proporcionales Cox. ENDESA: Período 1981-1986.

Modelo Urbano		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5
Educación	Ninguna	3.64***	3.18**	3.09**	3.05**	3.07**
	1-5 años	1.54	1.41	1.36	1.36	1.39
Estrato Socioecon.	Bajo		3.13	3.06	3.01	2.88
	Medio bajo		2.58	2.56	2.57	2.51
	< 20 años			1.39	1.36	1.26
	30 o más			1.26	1.17	1.33
Orden del Nacimiento	1ro				1.11	1.55
	6 y más				1.22	1.12
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.87
-2 log likelihood		557.8	556.0	555.2	555.1	592.7
Modelo chi-cuadrado		7.60	9.41	10.18	10.34	5.95
Valor p		0.02	0.05	0.18	0.32	0.24
Modelo Rural		**Ec.1**	**Ec.2**	**Ec.3**	**Ec.4**	**Ec.5**
Educación	Ninguna	1.90	1.79	2.07	2.22*	2.24*
	1-5 años	1.68	1.61	1.85	1.98*	1.98*
Estrato Socioecon.	Bajo		0.86	0.78	0.79	0.78
	Medio bajo		0.36	0.37	0.37	0.37
Edad Materna	< 20 años			1.73*	1.58	1.44
	30 o más			0.58	0.82	0.91
Orden del Nacimiento	1ro				1.08	1.51
	6 y más				0.55	0.52
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.77*
-2 log verosimilitud		793.4	791.5	772.1	770.5	767.5
Valor chi cuadrado		2.50	4.44	23.86	25.41	28.39
Valor p		0.29	0.35	0.002	0.005	0.003

-2 log verosimilitud inicial: Urbana= 565.4; Rural= 795.9

* p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01

Anexo 16. Riesgos relativos de mortalidad postneonatal asociados con las variables independientes, según zona. Resultados de las regresiones de riesgos proporcionales Cox. ENDESA: Período 1986-1991.

Modelo Urbano		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5	Ec.6
Educación	Ninguna	1.97	1.72	1.80	1.63	1.71	1.55
	1-5 años	2.12**	1.92*	1.99*	1.93*	1.96*	1.89*
Estrato Socioecon.	Bajo		3.16	3.09	2.92	2.91	2.82
	Medio bajo		2.28	2.25	2.23	2.21	2.17
Edad Materna	< 20 años			0.86	0.90	0.85	0.83
	30 o más			0.84	0.69	0.75	0.77
Orden del Nacimiento	1ro				0.99	1.25	1.30
	6 y más				1.84	1.75	1.53
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.62	1.58
Servicios de Salud	Ninguno						4.22
	Bajo						1.58
-2 log verosimilitud		565.2	563.0	559.6	558.6	557.2	555.0
modelo chi-cuadrado		4.82	7.04	10.52	11.43	12.77	15.02
Valor p		0.09	0.13	0.23	0.33	0.31	0.31

Modelo Rural		Ec.1	Ec.2	Ec.3	Ec.4	Ec.5	Ec.6
Educación	Ninguna	0.84	0.76	0.70	0.66	0.67	0.65
	1-5 años	1.92*	1.75	1.75	1.70	1.72	1.65
Estrato Socioecon.	Bajo		1.55	1.53	1.38	1.44	1.39
	Medio bajo		0.86	0.91	0.83	0.89	0.87
Edad Materna	< 20 años			1.24	1.15	1.11	1.07
	30 o más			0.63	0.46	0.49	0.49
Orden del Nacimiento	1ro				1.40	1.82	1.88
	6 y más				1.87	1.93	1.91
Intervalo Genésico	< 24 meses					1.70	1.68
Servicios Materno-Infantil	Ninguno						
	Bajo						1.37
-2 log verosimilitud		614.0	613.2	594.8	592.8	590.8	588.2
Modelo chi-cuadrado		5.07	5.95	24.36	26.27	28.20	30.90
Valor p		0.08	0.20	0.002	0.003	0.003	0.003

-2 log verosimilitud inicial: Urbana=570.0; Rural=618.1

* p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01

Demographic and Health Surveys Working Papers Series

1 Bicego, George T. and J. Ties Boerma. *Maternal Education, Use of Health Services, and Child Survival: An Analysis of Data from the Bolivia DHS Survey*, December 1990.

2 Pullum, Thomas W. *The Relationship of Service Availability to Contraceptive Use in Rural Guatemala*, October 1991.

3 Chayovan, Napaporn and John Knodel. *Age and Birth Data Reporting in Thailand: Evidence from the 1987 Demographic and Health Survey*, August 1993.

4 Westoff, Charles F. and Germán Rodríguez. *The Mass Media and Family Planning in Kenya*, August 1993.

5 Meekers, Dominique. *Sexual Initiation and Premarital Childbearing in Sub-Saharan Africa*, August 1993.

6 McKinney, Barbara J. *Impact of Rural-Urban Migration on Migrant Fertility in Senegal*, December 1993.

7 Olaleye, David O. *Ideal Family Size: A Comparative Study of Numerical and Non-numerical Fertility Desires of Women in Two sub-Saharan African Countries*, December 1993.

8 Tam, Luis. *Rural-to-Urban Migration in Bolivia and Peru: Association with Child Mortality, Breastfeeding Cessation, Maternal Care, and Contraception*, March 1994.

9 Moreno, Lorenzo. *Residential Mobility and Contraceptive Use in Northeastern Brazil*, February 1994.

10 Martín, Teresa Castro and Fátima Juárez. *Women's Education and Fertility in Latin America: Exploring the Significance of Education for Women's Lives*, May 1994.

11 Bankole, Akinrinola. *The Role of Mass Media in Family Planning Promotion in Nigeria*, April 1994.

12 Vidal-Zeballos, David. *Social Strata and its Influence on the Determinants of Reproductive Behavior in Bolivia*, May 1994.

13 Torrez Pinto, Hugo. *Características Socioeconomicas y Culturales de Mujeres con Necesidad Insatisfecha en Anticoncepción y su Relación con los Diferenciales de la Fecundidad*, 1994.

14 Sastry, Narayan. *Community Characteristics, Individual Attributes, and Child Survival in Brazil*, August 1994.

15 Verdugo Lazo, Aida. *Marital Fertility in Brazil: Differential by Type of Union and its Importance in the Fertility Transition, 1976-1991*, August 1994.

16 Isiugo-Abanihe, Uche C. *Nuptiality Patterns, Sexual Activity and Fertility in Nigeria*, December 1994.